LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER Y LOS BIENES PÚBLICOS EN EL MARCO DE LOS MODELOS COLECTIVOS DEL HOGAR

TESIS DOCTORAL

Autora: Bernarda Zamora Talaya

Director: Javier Ruiz-Castillo Ucelay

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID

Departamento de Economía

Getafe, Septiembre del 2000

Índice General

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, quiero dar las gracias a Javier Ruiz-Castillo como director de mi trabajo de investigación. Sin su espíritu crítico y exigente y sin sus oportunas reorientaciones me habría sido imposible concluir esta tesis.

Mi pertenencia al Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid ha marcado las pautas de mi investigación. Primero, como alumna del Master de Economía de la Educación y del Trabajo bajo la dirección de María Jesús San Segundo, a la que debo mi introducción en el mundo de la investigación en Economía Aplicada. Segundo, como alumna del Doctorado en Economía. En especial quiero dar las gracias a la organización de los Workshops de Teoría Económica y Microeconometría. Mi tesis se ha beneficiado de las sugerencias de los participantes en estos Workshops. Raquel Carrasco, Luis Corchón, Sergi Jiménez y Maite Martínez-Granado han seguido mi trabajo a través de estos Workshops y a sus valiosos comentarios en estas ocasiones han añadido las sugerencias finales en su informe para la presentación de mi Seminario de Tesis en el Departamento de Economía. Los consejos de César Alonso me han servido para mejorar sustancialmente la significatividad de los resultados.

En los primeros pasos de mi tesis, el reconocimiento por parte de Michael Jerison y Javier Ruiz-Castillo de los primeros resultados y la oportuna ayuda de Martin Browning fueron especialmente importantes para mí.

En el último año de mi tesis, el Departamento de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Alicante me ha ofrecido su hospitalidad y un magnífico ambiente de amistad y trabajo.

Ha sido importantísima la discusión con mis amigos y compañeros sobre la difícil tarea de la investigación. En la Universidad Carlos III, Ana Montes, Juan Delgado, Mamen Arguedas, José Luis Moraga, Coté Moscoso, Blanca Martínez, Gema Álvarez y Mikel Pérez-Nievas. En Alicante, Annick Laruelle, Giovanni Ponti, Gaëlle Ponti, Ramón Faulí, Esperanza Vera, Lola Collado, Serguei Maliar y Lilia Maliar.

Y no olvido a mi familia que siempre me ha recordado la importancia de valorar mi formación y mi trabajo en cualquier circunstancia.

Capítulo 1

INTRODUCCIÓN

1.1 Problema de estudio

El punto de partida de esta tesis es el reconocimiento de que el hogar está constituido por dos agentes, típicamente un hombre y una mujer. Las decisiones surgen de la interacción entre i) las preferencias individuales sobre las cestas de consumo de cada miembro y sobre el empleo de su tiempo, ii) la restricción presupuestaria del hogar y iii) el proceso de decisión que tiene lugar en el seno del hogar. Como resultado de estas decisiones observamos el gasto del hogar (agregado) en diferentes bienes y servicios, la participación laboral de los agentes (no sus horas de trabajo) y sus ingresos laborales. Sin embargo, no observamos el reparto del gasto en bienes privados entre el hombre y la mujer ni el proceso de decisión.

La investigación que se presenta en esta tesis aborda el estudio de las decisiones observables sobre la asignación del gasto del hogar con el fin de explorar la estructura implícita del proceso de decisión que tiene lugar en el seno del mismo. La estructura del comportamiento observable la especificamos mediante los sistemas de curvas de Engel o los sistemas de demanda. En esta estructura tenemos en cuenta el efecto de la participación laboral de la mujer y de los ingresos laborales de ambos agentes.

El estudio de la asignación del gasto en los hogares españoles no es nuevo, sin embargo, en esta tesis presentamos un nuevo enfoque justificado, al menos, por las tres siguientes razones:

i) Explorar en las propiedades de las funciones de demanda derivadas de un marco teórico que tiene en cuenta las preferencias de los dos agentes que componen el hogar.

ii) Responder a preguntas sobre la influencia del hombre y de la mujer en la asignación del gasto y sobre el reparto del gasto entre los dos agentes.

iii) Estudiar la asignación del gasto en los hogares españoles haciendo hincapié en el efecto de la participación laboral de la mujer.

Para determinar la estructura del modelo de asignación del gasto en el hogar hay que tener en cuenta que las decisiones sobre consumo de bienes y sobre empleo del tiempo se toman simultáneamente. Por ello, la demanda de bienes en el hogar depende de las decisiones de participación en el mercado de trabajo y de los precios del ocio de cada miembro del hogar: los salarios. En principio, podemos observar la participación en el mercado de trabajo y la oferta de trabajo de los dos agentes. Sin embargo, sólo observamos el consumo agregado de los bienes que se adquieren por el hogar. Así, el estudio del comportamiento del consumidor a nivel individual se enfrenta con la observación del consumo a nivel agregado en hogares con dos agentes. Esta dicotomía entre el individualismo en el modelo teórico de comportamiento y la observación a nivel agregado del consumo de bienes generado por las decisiones individuales es la que ha dado lugar a los dos grandes enfoques de estudio del comportamiento del consumidor: el modelo neoclásico y los modelos colectivos.

Ambos enfoques toman como punto de partida la asignación del gasto observada en el hogar. El estudio de la asignación del gasto del hogar con datos de sección cruzada prescinde del efecto de los precios de los bienes bajo el supuesto de que éstos son idénticos para todos los hogares, mientras que los salarios varían entre hogares. Los sistemas de curvas de Engel modelan la asignación del gasto del hogar en este problema estático. Los sistemas completos de demanda extienden los sistemas de curvas de Engel para incluir los efectos de los precios, cuya observabilidad requiere datos correspondientes a varios periodos de tiempo. Los sistemas de curvas de Engel y de demanda se pueden interpretar como una forma reducida del modelo de asignación del gasto que nos explica las relaciones fundamentales entre el consumo de bienes y las ofertas de trabajo y las variables que figuran en el problema del hogar. Los objetivos que persigue el modelo neoclásico del consumidor en el estudio de los sistemas de demanda son: (1) contrastar las restricciones que impone el modelo teórico y (2) recuperar las preferencias del "agente decisor". Los modelos colectivos que surgen a partir de la década de los ochenta, plantean como objetivo adicional la recuperación tanto de la regla de reparto del consumo entre los miembros del hogar como sus preferencias individuales.

Seguidamente presentamos las estructuras de los modelos neoclásico y colectivo con el fin de justificar las razones empíricas y metodológicas que nos han llevado a adoptar el modelo colectivo como marco teórico de nuestro estudio de la asignación del gasto en los hogares españoles.

1.2 Modelo Colectivo *vs.* Modelo Unitario

El modelo neoclásico del consumidor supone que el comportamiento del hogar se puede racionalizar a partir de las preferencias de un único consumidor (modelo unitario). Si se ignora la decisión conjunta sobre la asignación del tiempo de los agentes, el modelo unitario cumple los objetivos del estudio de los sistemas de demanda en los siguientes términos: (1) permite contrastar las restricciones clásicas, como la ley de Walras, la homogeneidad, y la simetría y la negatividad de la matriz de Slutsky, y (2) resuelve el problema de integrabilidad, es decir, recupera las preferencias del agente decisor. Sin embargo, el modelo unitario no aborda el problema del reparto del gasto dentro del hogar ni la recuperación de las preferencias de los agentes.

Si el modelo unitario incluye la decisión conjunta sobre ocio y consumo, los precios del ocio de cada agente - los salarios - afectan a la asignación del gasto a través de los efectos clásicos de sustitución y renta. En consecuencia, los salarios del hombre y de la mujer son variables explicativas en los sistemas de curvas de Engel y en los sistemas de demanda.

Los modelos colectivos describen el hogar como un par de individuos caracterizados por sus preferencias individuales cuyo comportamiento es el resultado de un proceso de decisión colectiva. El modelo colectivo más general se basa en el supuesto de que la asignación de bienes y tiempo resultante del proceso de decisión conjunta del hogar es eficiente en el sentido de Pareto. En el estudio de los sistemas de demanda, el modelo colectivo cumple los siguientes objetivos: (1) Genera restricciones sobre los sistemas de demanda y sobre las ofertas de trabajo del hombre y de la mujer. (2) Recupera las preferencias de los dos agentes a partir de la observación de sus ofertas de trabajo. (3) Recupera la regla de reparto del gasto en bienes privados entre el hombre y la mujer. Este problema se ha tratado a partir de la estimación de las ofertas de trabajo, por un lado, y a partir de los sistemas de curvas de Engel, por otro.

Comparando ambos modelos, hay que reseñar diferencias fundamentales en tres aspectos:

i) Las propiedades de los sistemas de demanda y de las ofertas de trabajo. ii) El tratamiento de los bienes públicos del hogar. iii) Los efectos de los precios y de los salarios sobre la asignación del gasto.

i) Tanto en el modelo unitario como en el modelo colectivo, los sistemas de demanda cumplen las propiedades de agregación (ley de Walras) y de homogeneidad. Sin embargo, la matriz de derivadas de las demandas Hicksianas del modelo colectivo con respecto a los precios es una generalización de la matriz de Slutsky.

ii) El modelo unitario puede obviar la naturaleza pública o privada de los bienes del hogar ya que todos los bienes son teóricamente privados para el único decisor. Sin embargo, el modelo colectivo se enfrenta con la existencia de bienes públicos del hogar al resolver el problema de eficiencia en el sentido de Pareto para dos agentes y definir la regla de reparto a partir de la descentralización de la asignación óptima. La descentralización se basa en el Segundo Teorema del Bienestar, cuya aplicación requiere supuestos adicionales que imponen la separabilidad entre bienes públicos y privados y limitan la interacción en las preferencias individuales entre ambos agentes.

iii) En el modelo unitario, los precios de los bienes y los salarios ejercen efectos de sustitución y renta sobre la asignación del gasto. En el modelo colectivo, además de los efectos de sustitución y renta, los precios y los salarios afectan a las utilidades de reserva de los agentes. Si la utilidad de reserva de un agente crece, se produce un incremento en su capacidad de negociación o su poder en el proceso de decisión colectiva. El poder de cada agente le permite influir tanto en la dedicación del gasto del hogar a distintos bienes de acuerdo con sus preferencias como en la regla de reparto.

Teniendo en cuenta estas diferencias, las razones empíricas que nos han llevado a guiar nuestra investigación por el modelo colectivo son:

i) Lundberg *et al.* (1996) encuentran evidencia de que el impacto del ingreso del hombre es diferente al impacto del ingreso de la mujer sobre la asignación del gasto, aun cuando estos ingresos no están relacionados ni con los salarios ni con el tiempo de trabajo. Por tanto, este impacto no se puede explicar a través de los efectos de sustitución y renta del modelo unitario.

ii) Las propiedades de las demandas derivadas del modelo colectivo son una generalización de las propiedades de las demandas del modelo unitario, por lo que, las primeras admiten mayor soporte empírico. Por ejemplo, Browning y Chiappori (1998) encuentran evidencia en contra de la simetría de la matriz de Slutsky en hogares formados por parejas pero no en hogares unipersonales. Sin embargo, no rechazan las propiedades derivadas del modelo colectivo.

Por otro lado, las razones metodológicas que justifican nuestra elección del modelo colectivo son las siguientes:

i) La primera razón es el argumento de Chiappori (1988, 1992) de seguir fielmente el individualismo metodológico que es la base de la teoría neoclásica del consumidor. Por tanto, cada individuo se debe representar mediante sus propias preferencias y reconocer el proceso colectivo que resulta cuando hay más de un individuo decisor.

ii) El supuesto de que las asignaciones de bienes y de tiempo del hogar son eficientes en el sentido de Pareto se apoya en la consideración realista de que en el hogar los agentes disponen de la misma información y el proceso de decisión es un juego repetido. En este contexto, los agentes encuentran mecanismos que soportan las asignaciones eficientes.

iii) La ventaja del modelo colectivo es que el único supuesto en que se basa es el de que las asignaciones se sitúan en la frontera de eficiencia. A pesar de esta generalidad, el modelo colectivo es capaz de predecir propiedades sobre la asignación del gasto y sobre la oferta de trabajo.

1.3 Contenido

En esta tesis se estudia la asignación del gasto del hogar en el marco del modelo colectivo a partir de la hipótesis de que la asignación es eficiente en el sentido de Pareto. Las aportaciones que se realizan en este marco teórico son de dos clases:

i) En los capítulos 2 y 3 estudiamos un sistema de curvas de Engel incorporando el efecto de la participación laboral de la mujer.

ii) En el capítulo 4 derivamos restricciones empíricas sobre las demandas de bienes y recuperamos los efectos de los precios sobre la regla de reparto. Estos efectos dependen del nivel de bienes públicos en el hogar.

A continuación presentamos una breve descripción de la investigación realizada en cada uno de los capítulos situándola en el contexto de la literatura existente sobre el tratamiento del problema en los modelos colectivos.

1.3.1 La Participación laboral de la Mujer y la Asignación del Gasto

Existen pocas aplicaciones empíricas de los modelos colectivos que estudien la asignación de gasto del hogar entre distintos bienes y servicios. El modelo colectivo que deriva las propiedades de las demandas de bienes del hogar es el de Browning y Chiappori (1998). En este mismo trabajo se contrastan las restricciones sobre un sistema completo de demanda estimado a partir de datos de varias encuestas de gasto realizadas a hogares canadienses. Limitan el estudio de la asignación del gasto a hogares en que los agentes trabajan a tiempo completo, de esta forma controlan, mediante la selección muestral, la relación entre el consumo de bienes y de ocio de los agentes. Además, como el tiempo de ocio está dado, un cambio en los salarios no produce efecto de sustitución sobre las demandas de bienes. Los ingresos laborales del hombre y de la mujer son variables explicativas del sistema de demanda, pero suponen que estas variables sólo tienen efecto sobre la capacidad de negociación de los agentes, sin permitir los efectos renta sobre las demandas de bienes que se producirían en el caso de que un incremento de los ingresos laborales originase un incremento en el gasto total del hogar.

Bourguignon *et al.* (1993) estiman un sistema de curvas de Engel en función del ingreso total del hogar, de los ingresos laborales del hombre y de la mujer y de características del hogar. También limitan el estudio a hogares en los que ambos cónyuges trabajan a tiempo completo y suponen que el único efecto de los ingresos laborales es a través del poder de los agentes.

Aportaciones de la tesis

En este capítulo estudiamos el problema estático de asignación del gasto corriente del hogar entre diferentes bienes y servicios teniendo en cuenta la decisión de participación de la mujer en el mercado de trabajo. Consideramos que el hombre trabaja a tiempo completo. La forma reducida del modelo es un sistema de curvas de Engel estimado para dos regímenes o tipos de hogares: 1) si la mujer trabaja y 2) si la mujer no trabaja. Esta estimación, teniendo en cuenta que la selección de un hogar en uno u otro tipo de régimen no es aleatoria, es la principal novedad empírica de este capítulo.

La estructura de este problema de asignación del gasto plantea algunas novedades interpretativas dentro del modelo colectivo:

i) Los ingresos laborales del hombre y de la mujer no sólo tienen efecto sobre la asignación del gasto a través del poder de los agentes, sino que los ingresos laborales de la mujer ejercen efectos de sustitución y renta y los ingresos del hombre ejercen un efecto renta. Las variaciones en los ingresos laborales se trasladan totalmente a variaciones en el gasto corriente debido a que consideramos que el ahorro está predeterminado.

ii) Podemos identificar en algunos casos los efectos del poder del hombre y de la mujer sobre el gasto en determinados bienes. Esta identificación se basa en los efectos estimados del los ingresos laborales del hombre y de la mujer y en los supuestos sobre el papel de estas variables sobre la asignación del gasto. Si el poder del hombre (mujer) favorece el gasto en un bien decimos que dicho bien pertenece a la esfera masculina (femenina).

Mediante la estimación y comparación de las elasticidades con respecto al gasto total del hogar para los hogares en los que la mujer trabaja y para aquellos en los que la mujer no trabaja, hemos clasificado como bienes complementarios (sustitutivos) del ocio de la mujer aquellos cuya elasticidad es menor (mayor) si la mujer trabaja. Según nuestro conocimiento sobre estudios empíricos sobre la asignación del gasto del hogar, la presente investigación es la primera que hace este tipo de clasificación.

En la estimación del sistema de curvas de Engel y del efecto de la participación laboral de la mujer nos enfrentamos con diversos problemas econométricos. En este capítulo aplicamos algunos modelos econométricos propuestos para resolver cada tipo de problema. Así, para considerar la decisión conjunta de participación laboral de la mujer, estimamos el sistema de curvas de Engel mediante un *switching regression model with endogenous switching.* También necesitamos aplicar el modelo de estimación de la ecuación de salarios de la mujer, corrigiendo el efecto de autoselección de la participación, con el fin de predecir el ingreso laboral de las mujeres que no trabajan. Los problemas que surgen de la relación entre el gasto observado y el consumo para cada bien, que es la variable económica relevante, son de tres tipos: i) la infrecuencia de compra, ii) la abstención en el consumo y iii) los errores de medida y el problema de endogeneidad del consumo total del hogar.

Los principales resultados del capítulo 2 son los siguientes:

i) Clasificamos como bienes complementarios del ocio de la mujer los siguientes: la ropa de hombre, la ropa de mujer, la salud, el cuidado personal, el entretenimiento en el hogar y el consumo de los niños. Los bienes sustitutivos del ocio de la mujer son: la alimentación, el acondicionamiento de la vivienda, los transportes y comunicaciones, y el alcohol y el tabaco.

ii) El poder de la mujer en el hogar favorece el consumo de acondicionamiento de vivienda, cuidado personal y entretenimiento fuera del hogar. En este caso decimos que estos bienes pertenecen a la esfera femenina. El poder del hombre favorece el consumo de ropa de hombre y salud.

iii) Encontramos diferencias en los efectos del poder de la mujer dependiendo de su participación en el mercado de trabajo en los siguientes casos: el transporte y comunicaciones, que está en la esfera femenina si la mujer no trabaja y en la masculina si lo hace, y el entretenimiento en el hogar, que es un bien de la esfera femenina si la mujer trabaja pero pertenece a la esfera masculina en caso contrario. El gasto en ropa de mujer está favorecido por el poder del hombre si la mujer no trabaja.

1.3.2 La Regla de Reparto

En el capítulo 3 abordamos el problema de identificación de la regla de reparto a partir de las curvas de Engel de dos bienes exclusivos: la ropa de hombre y la ropa de mujer. Nos basamos en el estudio llevado a cabo por Browning *et al.* (1994), en el que recuperan los parámetros de la regla de reparto a partir de las curvas de Engel de ropa de hombre y ropa de mujer estimadas a partir de una muestra de parejas canadienses en las que los dos cónyuges trabajan a tiempo completo.

Adoptamos la forma funcional de la regla de reparto propuesta por estos autores y las principales hipótesis interpretativas, aunque partimos de un modelo paramétrico distinto. La identificación de la regla de reparto se basa en la descentralización de las asignaciones de consumo de bienes privados eficientes en el sentido de Pareto si se cumplen las condiciones de aplicación del Segundo Teorema del Bienestar.

Aportaciones de la tesis

La principal aportación del capítulo 3 es empírica: se recupera por primera vez la regla de reparto en hogares en los que la mujer no trabaja. De la consideración de los dos tipos de hogares, según la participación laboral de la mujer, y de la estructura del modelo teórico, se deriva una restricción sobre la forma estructural de la curva de Engel de la ropa de hombre, a saber, que ésta no depende de la participación laboral de la mujer. Para contrastar esta restricción debemos tener en cuenta que la forma estructural de las curvas de Engel individuales depende de la regla de reparto. Así pues, recuperamos esta regla de comportamiento para los hogares en los que la mujer trabaja y para aquellos en los que no lo hace. Encontramos evidencia en contra de la restricción impuesta por el modelo teórico. Interpretamos este resultado como evidencia en contra del supuesto de que las preferencias del hombre no dependen del ocio de la mujer, supuesto necesario para la descentralización.

A la vista de este resultado, nuestra propuesta es plantear el problema condicionando las preferencias del hombre por la decisión de participación de la mujer.

Las estimaciones de los parámetros de la regla de reparto nos indican que los efectos de los ingresos laborales individuales inclinan el reparto del gasto en favor propio si se mantiene constante el nivel de gasto total del hogar. Cuando el hogar incrementa su nivel de gasto total, ambos agentes mejoran con respecto a su situación anterior, pero esta mejora es relativamente mayor para el hombre si la mujer trabaja y menor si la mujer no trabaja.

1.3.3 Rationality in the Joint Allocation of Private and Public Goods

El capítulo 4 parte del modelo colectivo de oferta de trabajo con un sólo bien privado (agregado) bajo el supuesto de que se alcanzan soluciones interiores. El modelo de referencia es el de Chiappori (1988), donde se considera que la oferta de trabajo de cada agente no está racionada y es observable. El objetivo de este modelo es derivar restricciones sobre las ofertas de trabajo y recuperar el reparto del gasto en el bien privado del hogar entre el hombre y la mujer (la regla de reparto). Este modelo ha sido extendido con el propósito de recuperar la regla de reparto cuando uno de los dos agentes no participa en el mercado de trabajo (soluciones de esquina) y cuando la restricción presupuestaria no es lineal, por ejemplo, si existe un impuesto progresivo sobre la renta. El primer tipo de extensión se presenta en el trabajo de Blundell *et al.* (1998)

y el segundo en Donni (2000).

Estos modelos de oferta de trabajo suponen que no existen bienes públicos en el hogar o, que si existen, son débilmente separables de los bienes privados, por lo que pueden centrar el estudio en la asignación del gasto en bienes privados. La definición de la regla de reparto en estos modelos se basa en el Segundo Teorema del Bienestar: si no hay externalidades ni bienes públicos, existe un reparto del gasto total del hogar entre el hombre y la mujer tal que la asignación eficiente en el sentido de Pareto es alcanzable si cada agente resuelve su problema de elección sujeto a ese reparto del gasto.

Aportaciones de la tesis

En este capítulo extendemos el modelo de Chiappori (1988) con el propósito de estudiar cómo la regla de reparto depende del nivel de bienes públicos que existen en el hogar. Para ello utilizamos una vía alternativa a la del Segundo Teorema del Bienestar para definir la regla de reparto. En nuestro modelo, partimos de las funciones de demanda agregadas del hogar, sin considerar las ofertas de trabajo. Las demandas agregadas coinciden con las individuales en dos casos: si el consumo es exclusivo de un miembro del hogar (bienes exclusivos), y en el caso de los bienes públicos. Suponemos que existe un bien exclusivo del hombre (ropa de hombre) y otro de la mujer (ropa de mujer). Este supuesto establece la conexión con el modelo de Chiappori (1988) en el cual los bienes exclusivos son el ocio del hombre y de la mujer. No imponemos el supuesto de separabilidad de las preferencias entre bienes públicos y privados, pero la identificación de algunos de los parámetros de la regla de reparto nos exige algún tipo de separabilidad entre ambos tipos de bienes. Nuestro supuesto consiste en que los precios de los bienes públicos no afectan a las demandas de bienes exclusivos y viceversa. En este marco no podemos descentralizar la asignación óptima, sin embargo, definimos la regla de reparto como el consumo de bienes privados de un agente resultante del problema de eficiencia.

En este marco teórico obtenemos dos tipos de resultados que generalizan los resultados del modelo de Chiappori (1988) en el sentido de que permiten el efecto de los bienes públicos. Estos resultados son:

i) Restricciones sobre las demandas de bienes exclusivos y bienes públicos. Mostramos que las restricciones derivadas por Chiappori (1988) para las ofertas de trabajo del hombre y de la mujer, tomados como bienes exclusivos, y sin considerar la existencia de bienes públicos, son un caso particular de nuestras restricciones, es decir, coinciden si nuestro nivel de bienes públicos es cero.

ii) Nuestra regla de reparto depende del nivel de bienes públicos. Conseguimos identificar el efecto de los precios de los bienes exclusivos sobre la regla de reparto. La expresión de estos efectos generaliza los efectos de los salarios sobre la regla de reparto obtenida en el modelo de Chiappori (1988).

Las principales limitaciones de nuestro modelo son:

i) Nuestro supuesto de separabilidad no permite efectos de los precios de los bienes exclusivos sobre la demanda de bienes públicos. No es realista considerar que la demanda de bienes públicos no depende de los salarios, por ello, no consideramos la oferta de trabajo de los agentes como los bienes exclusivos, sino la ropa de hombre y la ropa de mujer.

ii) La generalización de las propiedades de las demandas de bienes exclusivos y de los efectos de las variables del problema sobre la regla de reparto para tener en cuenta su relación con los bienes públicos del hogar tiene un coste: no podemos identificar el efecto del gasto total del hogar sobre la regla de reparto.

1.4 CONCLUSIONES

En esta tesis hemos abordado los siguientes problemas:

i) El estudio del efecto de la participación laboral de la mujer sobre la asignación del gasto del hogar desde un punto de vista empírico.

ii) El estudio de la influencia del hombre y de la mujer en el proceso de decisión y de las diferencias según la participación laboral de la mujer.

iii) El estudio del reparto del gasto entre el hombre y la mujer en los hogares en los que la mujer trabaja y en aquellos en los que no lo hace.

iv) El estudio de nuevas propiedades de las funciones de demanda y de la identificación del reparto del gasto entre el hombre y la mujer en presencia de bienes públicos.

La principal aportación a nivel empírico de la tesis es la consideración del efecto de la participación laboral de la mujer sobre el consumo de bienes. Esta consideración nos permite clasificar los bienes como sustitutivos o complementarios del ocio de la mujer. Los efectos de los ingresos laborales de los agentes nos permiten identificar si el efecto del poder de la mujer (del hombre) sobre el consumo de bienes es positivo (negativo) o negativo (positivo) y, de acuerdo con estos signos, clasificamos los bienes en la esfera femenina o en la masculina.

También es una novedad empírica la estimación de diferentes variables sobre el reparto del gasto entre el hombre y la mujer en los hogares en los que la mujer no trabaja. Estos efectos señalan que un incremento de los ingresos laborales individuales favorece el reparto del gasto a favor propio. Si se incrementa el gasto total en bienes privados, ambos agentes mejoran, respecto a su situación anterior, pero esta mejora es relativamente mayor para el hombre si la mujer trabaja que si no lo hace.

Por último, hemos obtenido restricciones sobre las demandas de bienes exclusivos y bienes públicos y hemos identificado los efectos de los precios de los bienes exclusivos sobre la regla de reparto. Aunuqe estos resultados extieneden los resultados del modelo de Chiappori (1988) al permitir el efecto de los bienes públicos, están limitados por un supuesto que elimina los efectos cruzados de los precios entre las demandas de bienes públicos y exclusivos.

Capítulo 2

LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER Y LA ASIGNACIÓN DEL GASTO. EVIDENCIA PARA HOGARES ESPAÑOLES

2.1 INTRODUCCIÓN

En este capítulo explicamos la asignación del gasto corriente del hogar en diferentes bienes y servicios. Las variables que explican la asignación del gasto son: el gasto corriente total del hogar, los ingresos laborales del hombre y de la mujer y las características del hogar. Tenemos en cuenta que el consumo de bienes y el ocio de los agentes se eligen conjuntamente y, aunque no observamos las horas de trabajo (ocio) de los agentes, sí observamos su participación laboral. En concreto, estudiamos la influencia de la participación laboral de la mujer en la asignación del gasto, considerando que la decisión de participación laboral es endógena en el problema de asignación del gasto.

La estructura empírica del problema de asignación del gasto es un sistema de curvas de Engel en dos regímenes distintos. Por un lado si la mujer trabaja y, por otro, si la mujer no trabaja. La pertenencia de un hogar a uno u otro régimen no es aleatoria con respecto a su asignación del gasto.

El primer objetivo de este capítulo es estudiar el efecto de la participación laboral de la mujer sobre la asignación del gasto del hogar desde un punto de vista empírico para contrastar si existe cambio estructural en los parámetros de las curvas de Engel según la mujer trabaje o no lo haga. El cambio en las elasticidades con respecto al gasto total del hogar según la participación laboral de la mujer nos permite clasificar los bienes como complementarios (sustitutivos) del ocio de la mujer si la elasticidad con respecto al gasto es menor (mayor) si la mujer trabaja que si no lo hace. El segundo objetivo, se encuadra en la estructura teórica del modelo en el que los agentes decisores son el hombre y la mujer y se supone que el resultado de sus decisiones es eficiente en el sentido de Pareto. En este marco, estudiamos la influencia del hombre y de la mujer en el proceso de decisión. El resultado de este estudio es la clasificación de los bienes en dos esferas: la esfera masculina si el poder del hombre favorece el consumo del bien y la esfera femenina si es el poder de la mujer el que favorece el consumo.

La interpretación de los efectos de los ingresos laborales de los agentes depende del modelo teórico que empleemos. En el modelo neoclásico las diferencias entre el efecto del ingreso laboral del hombre y de la mujer sobre el consumo de bienes son explicables en términos de efectos de sustitución y renta. En el modelo colectivo, que se inicia con la contribución de Chiappori

(1988), es posible interpretar las diferencias no sólo en los términos del modelo neoclásico, sino además en términos de la capacidad de negociación de los agentes en el proceso de decisión que tiene lugar en el seno del hogar. Aunque el modelo colectivo ha estudiado el efecto de los ingresos laborales sobre la asignación del gasto en diferentes bienes y servicios (Browning y Chiappori, 1998), se ha limitado a estudiar los hogares en los que los dos agentes trabajan y, en consecuencia, no estudia el efecto de la participación laboral de los agentes en el consumo de bienes.

A continuación, presentamos el planteamiento del problema de la asignación del gasto a la luz del modelo neoclásico y exponemos los resultados de algunos trabajos empíricos que estiman los efectos de los ingresos del hombre y la mujer en la asignación del gasto y otras decisiones del hogar. Introducimos el modelo colectivo que amplia el soporte teórico de estos resultados al permitir nuevas interpretaciones de los efectos de los ingresos laborales de los agentes. Nuestra aportación en este capítulo se encuadra en el modelo colectivo y consiste en el tratamiento de la participación laboral de la mujer en el problema de la asignación del gasto. Comparamos nuestro modelo con los modelos colectivos existentes que, por un lado, estudian la oferta de trabajo de los agentes y, por otro, la asignación del gasto.

El modelo neoclásico que explica la asignación del gasto y del tiempo en el hogar supone que todos los miembros del hogar tienen las mismas preferencias, actúan de acuerdo a un consenso (Samuelson 1956), o se comportan como si existiera un único agente decisor, un dictador altruista (Becker 1981). Como en los tres casos la función de utilidad del hogar puede interpretarse como la de un único consumidor, este tipo de modelos se engloban bajo el epígrafe de modelo unitario. Si la ordenación de las asignaciones se hace de acuerdo a unas únicas preferencias, no hay ninguna razón para que todos los miembros del hogar no unan sus rentas, de manera que en la restricción presupuestaria del hogar sólo figura la renta total del hogar.

En general, el tiempo de ocio de cada agente es una variable de decisión en el modelo unitario. En consecuencia, sus precios - los salarios - afectan a la asignación del gasto a través de los efectos clásicos de sustitución y renta. Por otra parte, en un modelo unitario de elección intertemporal de ocio y consumo, el ahorro se determina teniendo en cuenta el consumo y el ocio durante el ciclo vital. Así pues, en principio, las rentas no laborales procedentes del ahorro afectan también a la asignación del gasto. Resumiendo, las variables que determinan la asignación del gasto en el modelo unitario son la renta del hogar, los precios de los bienes, los salarios de los agentes y sus rentas no laborales, aparte de las variables que nos permiten controlar por la heterogeneidad demográfica y el resto de características del hogar. Ahora bien, la única vía por la que influyen los salarios y las rentas no laborales es a través de los efectos de sustitución y renta.

Si en el modelo unitario las preferencias son separables entre ocio y consumo, entonces la asignación del gasto no depende de los salarios y de las rentas no laborales. En este caso, se puede contrastar la llamada hipótesis de *income pooling,* según la cual la asignación del gasto depende exclusivamente de la renta total del hogar y no de los ingresos individuales o, análogamente, que los efectos marginales de los distintos componentes de la renta del hogar (los ingresos laborales y no laborales individuales) son idénticos. Así pues, la evidencia en contra del *income pooling* se debe interpretar como un rechazo del supuesto de separabilidad de las preferencias entre ocio y consumo en el modelo unitario. Supongamos en cambio que se producen variaciones exógenas en los ingresos individuales, es decir, no relacionadas ni con los salarios ni con el tiempo de trabajo. Si en esa situación el impacto sobre la asignación del gasto es distinto según quien sea el miembro del hogar del que proceden los ingresos, entonces sí tenemos razones empíricas para rechazar el modelo unitario.

Algunos trabajos empíricos han estudiado los efectos de los ingresos del hombre y la mujer sobre la asignación del gasto del hogar y sobre las decisones de oferta de trabajo y fertilidad. Todos ellos han encontrado evidencia en contra de la hipótesis de *income pooling*. Por ejemplo, Schultz (1990) estudia los efectos de los ingresos no laborales del hombre y de la mujer sobre las ofertas de trabajo, la inversión en niños y la fertilidad utilizando datos de hogares tailandeses de 1981. Encuentra que los efectos son distintos sobre la oferta de trabajo de la mujer. Thomas (1993) estudia el efecto de los ingresos no laborales y de los ingresos totales sobre la asignación del gasto corriente entre distintos bienes. Con datos recogidos entre 1974 y 1975 para una una muestra de hogares brasileños, encuentra que los efectos del ingreso del hombre son diferentes a los de la mujer; sin embargo, estas diferencias prácticamente desaparecen si se restringe la muestra a los hogares en los que ambos cónyuges perciben ingresos. Phipps y Burton (1998) estudian los efectos de los ingresos laborales del hombre y de la mujer sobre la asignación del gasto en bienes corrientes y duraderos con datos de hogares canadienses de 1992. Para controlar por la relación entre el ocio y el consumo, condicionan la asignación del gasto por la elección de tiempo de trabajo a tiempo completo por parte de ambos cónyuges. Encuentran efectos distintos de los ingresos laborales individuales en la asignación de varios bienes.

En estos tres trabajos se condiciona la asignación del gasto (u otras decisiones en el caso de Schultz) por los ingresos individuales, pero no se controla por el nivel de renta del hogar. Browning (1995) pone de manifiesto la importancia de esta variable en su estudio del efecto de la distribución del ingreso entre el hombre y la mujer sobre las decisiones de ahorro tomadas entre 1982 y 1992 por una muestra de hogares canadienses. Encuentra que la distribución del ingreso laboral entre el hombre y la mujer es un determinante del ahorro del hogar en ausencia de control por el nivel de renta disponible del hogar. Por el contrario, si se consideran hogares con el mismo nivel de renta disponible, el efecto de la distribución del ingreso entre el hombre y la mujer no es significativo.

Por último, Lundberg *et al.* (1996) encuentran evidencia en contra de la hipótesis de *income pooling* basada en un cambio exógeno de los ingresos individuales. En el Reino Unido se produce un cambio en la política de transferencias por hijos en 1977 que supone una redistribución de renta del hombre a la mujer. Este cambio en la política coincide con un aumento relativo en los gastos en ropa de mujer y de niños con respecto al gasto en ropa de hombre. Tal cambio en la asignación del gasto no es explicable desde el modelo unitario, por lo que este estudio pone de manifiesto que los efectos de la distribución del ingreso dentro del hogar no se pueden justificar sólamente mediante diferencias en los efectos de sustitución y de renta de los salarios de ambos agentes, sino que los ingresos confieren al individuo que los percibe la capacidad de alterar la asignación del gasto de acuerdo con sus preferencias.

Los modelos colectivos asumen que cada miembro del hogar está caracterizado por su propia función de utilidad y que las decisiones que se toman en el hogar dan lugar a asignaciones eficientes en el sentido de Pareto. Este marco teórico nos permite estudiar los efectos del poder de cada agente sobre la asignación del gasto y los efectos de los salarios o los ingresos laborales individuales sobre ese poder o capacidad de negociación. Nos convendrá agrupar los modelos colectivos en dos clases según que el comportamiento observado que modelan sea: i) las ofertas de trabajo del hombre y de la mujer y ii) la asignación del gasto del hogar.

i) Chiappori (1988) explica las decisiones de oferta de trabajo y de consumo de un único bien privado para los dos agentes del hogar, suponiendo que la asignación es eficiente en el sentido de Pareto. El modelo unitario es un caso particular de este modelo colectivo. Los salarios y la renta no laboral determinan el reparto del bien privado entre ambos agentes. Fortin y Lacroix (1997) contrastan las resticciones de este modelo y el caso particular del modelo unitario para una forma funcional concreta de las ofertas de trabajo. En esta línea, Chiuri (1999) deriva restricciones sobre la oferta de trabajo y los usos del tiempo de los agentes en el cuidado de los niños utilizando una función de utilidad específica. Blundell *et al.* (1998) extienden el modelo paramétrico de Chiappori (1988) con el fin de incluir los hogares en los que un agente no participa en el mercado de trabajo. Donni (2000) continúa el estudio de los problemas de participación laboral y extiende el modelo para estudiar los casos de no linealidad de la restricción presupuestaria.

El tratamiento teórico de la participación laboral en estos modelos se basa en la consideración de soluciones de esquina del ocio de un agente en el problema de eficiencia. El principal objetivo de estos modelos es recuperar las preferencias individuales entre ocio y consumo y el reparto del gasto del hogar entre ambos agentes en este caso de soluciones de esquina. Por ello, los problemas de participación laboral de los agentes no se plantean para estudiar el efecto de la participación laboral sobre la asignación del gasto en distintos bienes, sino para comparar el reparto del gasto entre el hombre y la mujer según la participación laboral.

ii) Browning y Chiappori (1998) derivan y contrastan las restricciones que impone el modelo colectivo sobre la asignación del gasto en un conjunto de bienes y servicios. Algunas de estas propiedades coinciden con las del modelo unitario (agregación y homogeneidad). Sin embargo, la matriz de derivadas de las demandas Hicksianas con respecto a los precios es una generalización de la matriz de Slutsky. La *Pseudo-Slutsky matrix* del modelo colectivo es la suma de la matriz de Slutsky tradicional más otra matriz cualquiera con la única restricción de que tenga como máximo rango uno. En su modelo, el ocio de los agentes no es elegible. Al igual que Bourguignon *et al.* (1993) y Browning *et al.* (1994), Browning y Chiappori (1998) limitan el estudio de la asignación del gasto a hogares en los que los dos agentes trabajan a tiempo completo, por tanto, no estudian el efecto de la participación laboral de los agentes sobre la asignación del gasto. Como el tiempo de ocio está dado, un cambio en los ingresos laborales no produce efecto de sustitución, aunque cabe la posibilidad de que produzca un efecto renta a través de un cambio en el gasto total del hogar. Sin embargo, estos modelos colectivos limitan el papel de los ingresos laborales al efecto sobre la capacidad de negociación de los agentes al considerar que estas variables son "factores de distribución".

Las aportaciones de este capítulo son de dos tipos. En primer lugar, la estimación conjunta del proceso de participación laboral de la mujer y de asignación del gasto supone una aportación empírica en el marco de los modelos econométricos de estimación de curvas de Engel, tanto desde el punto de vista del modelo neoclásico como desde el modelo colectivo. En segundo lugar, la inclusión de la decisión dicotómica de participación laboral de la mujer en el problema de eficiencia nos conduce a considerar que los ingresos laborales no sólo ejercen su efecto sobre la capacidad de negociación de los agentes, como en el modelo de Browning y Chiappori (1988), sino que también ejercen los efectos de sustitución y renta. Desde el punto de vista de la identificación de las preferencias del hombre y de la mujer, de acuerdo con la terminología de Lundberg y Pollak (1993), el modelo teórico nos permite clasificar los bienes en la esfera femenina si el poder de la mujer repercute en un incremento del gasto en el bien, y en la esfera masculina si ocurre lo contrario. La utilización del modelo teórico para llegar a esta clasificación constituye una aportación a nivel de interpretación de los resultados.

La principal limitación de nuestro modelo teórico es debida a su caracter estático, que supone separabilidad intertemporal. Debido a este supuesto, los cambios en los ingresos laborales individuales se trasladan directamente a cambios en el gasto corriente total del hogar sin permitir efectos sobre el ahorro que está predeterminado. El resto de los modelos colectivos también son estáticos.

La estructura empírica de nuestro problema es un sistema de curvas de Engel para once bienes. Estimamos este sistema de curvas de Engel para hogares en los que los dos agentes trabajan y para hogares en los que el hombre trabaja a tiempo completo y la mujer no trabaja. Los datos utilizados pertenecen a la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. La aportación empírica de este capítulo se centra en la consideración de los hogares en los que la mujer no trabaja. Los dos tipos de hogares, según la participación laboral de la mujer, en la estimación del sistema de curvas de Engel nos conduce a considerar el problema de la dependencia entre la asignación del gasto corriente y la participación de la mujer. Como ya hemos señalado, si la participación laboral de la mujer no es separable del consumo, es importante tener en cuenta esta dependencia para obtener estimadores insesgados de los parámetros de las curvas de Engel. Con el fin de poner de manifieso la importancia de la estimación conjunta del consumo y la participación laboral de la mujer, comparamos las elasticidades con respecto al gasto obtenidas de la estimación conjunta con las obtenidas si estimamos por separado las curvas de Engel según la mujer trabaje o no lo haga.

Los problemas econométricos asociados a la estimación conjunta del sistema de curvas de Engel y de la decisión dicotómica de participación laboral de la mujer los resolvemos mediante la estimación de un *switching regression model with endogeneous switching.* El modelo de Lee *et al.* (1979) nos permite contrastar el cambio estructural en los parámetros de las curvas de Engel debido a la participación laboral de la mujer. Dado que el ingreso laboral de la mujer es una variable explicativa del problema y que esta variable no es observable si la mujer no trabaja, debemos predecir el ingreso laboral de las mujeres casadas que no trabajan.

Otros problemas econométricos que nos presenta la estimación del sistema de curvas de Engel son los problemas convencionales de la relación entre gasto y consumo. El consumo anual es la variable económica relevante, pero la Encuesta de Presupuestos Familiares nos ofrece los datos de gasto anual que están imputados según el registro de datos de gasto recogidos durante la semana muestral. Por ello, vamos a considerar tres tipos de ajuste en la medición del consumo a partir de los datos de gasto. En primer lugar, la alimentación presenta problemas de medición del consumo anual debidos a la llamada gran compra en hipermercados y otras grandes superficies, que se realiza con una infrecuencia difícil de capturar en operaciones estadísticas que investigan el gasto en estos bienes durante una semana muestral. La imputación del consumo anual de alimentación ya está realizada en los datos que tomamos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 según la técnica de Peña y Ruiz-Castillo (1998). En segundo lugar, tenemos siete bienes con problemas de infrecuencia en la realización del gasto. En la medición de su consumo empleamos el estimador en dos etapas propuesto por Meghir y Robin (1992). c) Los gastos nulos en vicios (alcohol y tabaco) y en consumo de niños los atribuimos al fenómeno de abstención voluntaria en el consumo que tratamos con un modelo particular de doble valla (Jones, 1989). Por último, la medición del gasto total del hogar como suma de los gastos en los distintos bienes conduce al problema de endogeneidad y de errores de medida del gasto total del hogar. Para corregir el consecuente sesgo de estimación empleamos un estimador de variables instrumentales.

Los resultados de la estimación del sistema de curvas de Engel reflejan las diferencias en la estructura del consumo según la participación laboral de la mujer. Así, encontramos que las elasticidades con respecto al gasto total en ropa de hombre y de mujer, salud, cuidado personal, entretenimiento en el hogar y bienes relacionados con los niños son mayores si la mujer no trabaja. Consideramos que esto refleja que estos bienes son complementarios del ocio de la mujer ya que, a mayor tiempo de ocio de ésta, mayor es la propensión marginal al consumo por estos bienes. Sin embargo, las elasticidades con respecto al gasto en alimentación, acondicionamiento de vivienda, transportes y comunicaciones, entretenimiento fuera del hogar y alcohol y tabaco son mayores si la mujer trabaja, por lo que consideramos estos bienes como sustitutivos del ocio de la mujer. Si tenemos en cuenta los efectos de los ingresos del hombre y de la mujer, clasificamos los gastos en acondicionamiento de vivienda, cuidado personal y entretenimiento fuera del hogar en la esfera femenina, es decir, estos gastos se incrementan si se incrementa el poder de la mujer. En la esfera masculina se clasifica la ropa de hombre, la ropa de mujer y la salud. Hay dos bienes para los cuales su clasificación dentro de una u otra esfera depende de la participación laboral de la mujer. El transporte pertenece a la esfera masculina si la mujer trabaja y a la femenina si no lo hace. El entretenimiento en el hogar pertenece a la esfera femenina si la mujer trabaja, pero a la masculina si no lo hace.

La organización del capítulo sigue los siguientes apartados. En el apartado 2 presentamos el modelo teórico y las principales hipótesis interpretativas. En el apartado 3 presentamos el modelo empírico, que es una especificación del sistema de curvas de Engel del tipo Working-Leser. En el apartado 4 presentamos los datos y los problemas econométricos que presentan. En el apartado 5 interpretamos los resultados a la luz de nuestro modelo teórico y explicamos los resultados asociados a los problemas de selección muestral. Por último, presentamos las conclusiones en el apartado 6.

2.2 MODELO TEÓRICO

El modelo se centra en el estudio de la asignación del gasto en hogares durante un único periodo de tiempo. En estos hogares el hombre trabaja a tiempo completo y la mujer toma la decisión dicotómica de participación en el mercado de trabajo. Esta capacidad de decisión de la mujer es la que diferencia nuestro modelo del modelo colectivo de Browning y Chiappori (1998). Suponemos que la función de utilidad intertemporal es separable entre distintos periodos de tiempo y, por tanto, nos centramos en la asignación del gasto corriente, para cualquier asignación predeterminada del ahorro y los bienes duraderos. Nuestro análisis se basa en el supuesto de que la asignación del gasto y del ocio de la mujer es eficiente en el sentido de Pareto.

2.2.1 Preferencias

En este modelo se considera que el hogar está formado por dos decisores o agentes (1, el hombre, y 2, la mujer). Si existen niños, se considera que éstos no son decisores por lo que su presencia y su consumo forman parte de los bienes que eligen los dos agentes. Los agentes tienen preferencias sobre los bienes y el tiempo de ocio de la mujer. Los bienes de consumo del hogar están representados por un vector de bienes $\mathbf{q}$. Las preferencias de los agentes dependen de los distintos usos alternativos o simultáneos de los bienes: el consumo privado de cada agente $\mathbf{q}^1$ y $\mathbf{q}^2$, y el consumo público $\mathbf{Q}$, por lo que $\mathbf{q} = \mathbf{q}^1 + \mathbf{q}^2 + \mathbf{Q}$. En el análisis del gasto con datos de sección cruzada prescindimos de la variabilidad de precios mediante el supuesto de que todos los individuos se enfrentan al mismo vector de precios que normalizamos a la unidad $\mathbf{e}$. La dotación de tiempo de los agentes es de 1 unidad. Suponemos que el agente 1 dedica todo su tiempo a trabajar ($\overline{L}^1 = 0$) y que el agente 2 puede decidir sobre el uso alternativo de su tiempo ($L^2 = 0, 1$). Los salarios que el agente 1 recibe por su unidad de tiempo de trabajo son sus ingresos laborales, y_1. Los ingresos laborales de la mujer son $y_2\left(1 - L^2\right)$.

El presupuesto del hogar destinado al consumo de $\mathbf{q}$ es el gasto corriente total del hogar, X. Suponemos que los ingresos del hogar son los ingresos laborales del agente 1, que están dados, y los ingresos laborales del agente 2, que pueden ser y_2 o cero. Sea y la diferencia entre el gasto corriente total del hogar y los ingresos laborales, de manera que y está compuesto por el ahorro y los ingresos no laborales. Suponemos que y está predeterminado cuando se realiza el gasto. En consecuencia, el gasto corriente total del hogar depende de los ingresos laborales de la mujer a través de la decisión de participación en el mercado de trabajo.

Con esta notación, la restricción presupuestaria del hogar es:

$$e'q = X \tag{2.1}$$

$$X = y_1 + y_2\left(1 - L^2\right) + y \tag{2.2}$$

Para tener en cuenta que los bienes pueden ser complementarios del ocio (entretenimiento, cines, restaurantes, etc.) o sustitutivos (transporte al trabajo, comida en el trabajo), las preferencias individuales no son separables entre ocio y consumo. Para recoger la interdependencia entre los dos agentes permitimos todo tipo de interacción entre sus preferencias por los bienes de consumo y el ocio (altruismo y externalidades).

Hogares con diferentes características (tamaño, edad, educación, residencia, etc.) tienen diferentes patrones de gasto. Tenemos en cuenta estas diferencias condicionando las preferencias por el vector de características del hogar z.

Suponemos que las preferencias de los agentes son representables por las siguientes funciones de utilidad:

$$U^1\left(q^1, q^2, Q, \overline{L}^1, L^2; z\right) \text{ y } U^2\left(q^1, q^2, Q, \overline{L}^1, L^2; z\right) \text{ con } \overline{L}^1 = 1 \text{ y } L^2 = \{0,1\} \tag{2.3}$$

2.2.2 Proceso de Decisión

El supuesto básico del modelo colectivo es que el resultado del proceso de decisión del hogar es eficiente en el sentido de Pareto, es decir, para cada (X, y_1, y_2, z), el vector de consumo $\left(q^1, q^2, Q\right)$ y el ocio de la mujer L^2 elegidos en el hogar son tales que no existen otras asignaciones en el conjunto presupuestario con las que ambos agentes estén mejor[1].

En el problema de eficiencia, los agentes exigen que la asignación resultante del hogar les proporcione como mínimo su nivel de utilidad de reserva ("*threat point*"). Este nivel de utilidad de reserva es el que determina la capacidad de negociación o el reparto del poder entre los agentes en el hogar. En el modelo colectivo básico la utilidad de reserva de los agentes depende de las

[1] Una posible justificación del supuesto de eficiencia, dentro del contexto de un juego de regateo, es que los agentes deciden en un juego cooperativo con información simétrica.

variables exógenas del problema (X, y_1, y_2, z) si la mujer trabaja y (X, y_1, z) si la mujer no trabaja.

Extendemos el modelo colectivo básico incluyendo variables que afecten a las utitilidades de reserva de los agentes sin afectar ni a las preferencias individuales ni a la restricción presupuestaria. Estas variables son los llamados "factores de distribución". En la restricción presupuestaria no entra el ingreso laboral de la mujer cuando ésta no trabaja, pero la utilidad de reserva de la mujer puede depender del ingreso laboral que podría recibir en caso de trabajar, es decir, de su ingreso laboral potencial que también denotamos por y_2. Por tanto, consideramos el ingreso laboral potencial de la mujer, y_2, como un factor de distribución. Entonces, para cada vector (X, y_1, y_2, z) existe un nivel de utilidad de reserva para cada agente $\overline{u}^i (X, y_1, y_2, z)$.

2.2.3 El Problema del Hogar

La asignación óptima en el sentido de Pareto del gasto del hogar y del ocio de la mujer puede describirse como la que maximiza el bienestar del agente 1 sujeta a mantener un nivel de utilidad requerido por el agente 2 (primera restricción) y a la limitación de recursos (segunda restricción), es decir, es solución del siguiente problema:

$$
\begin{aligned}
&\underset{\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q},L^2}{Max}\; U^1\left(\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q},\overline{L}^1,L^2;z\right)\\
&s.a.\quad U^2\left(\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q},\overline{L}^1,L^2;z\right)\geq \overline{u}^2\left(X,y_1,y_2,z\right)\\
&\qquad \mathbf{e}'\left(\mathbf{q}^1+\mathbf{q}^2+\mathbf{Q}\right)=X\\
&\qquad X=y_1+y_2\left(1-L^2\right)+y\\
&\qquad 0\leq L^2\leq 1
\end{aligned}
\tag{2.4}
$$

Suponiendo que $\overline{u}^2 \geq 0$, sea $\mu \geq 0$ el multiplicador de Lagrange de la primera restricción. Una expresión alternativa del problema (2.4) es:

$$
\begin{aligned}
&\underset{q^1,q^2,Q}{Max}\; U^1\left(\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q},\overline{L}^1,L^2;z\right)+\mu\left(X,y_1,y_2,z\right)U^2\left(\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q},\overline{L}^1,L^2;z\right)\\
&s.a.\qquad \mathbf{e}'\left(\mathbf{q}^1+\mathbf{q}^2+\mathbf{Q}\right)=X
\end{aligned}
\tag{2.5}
$$

Hay que señalar varios puntos referentes al problema (2.5) :

i) Para cada vector (X, y_1, y_2, z), la asignación resultante del problema (2.5) puede estar en uno de los siguientes conjuntos: el conjunto de participación P, si la mujer decide participar en el mercado de trabajo ($L^2 = 0$), el conjunto de no participación N si $L^2 = 1$, y la frontera de participación F si la mujer está indiferente entre participar y no participar (la eficiencia implica que el hombre también está indiferente entre $L^2 = 0$ y $L^2 = 1$)

ii) La función objetivo del problema es *la función de utilidad del hogar*[2]. Esta función depende del gasto total del hogar, de los factores de distribución y de las características del hogar a través de la función μ.

iii) Si la utilidad de reserva, o el multiplicador μ, es constante, el problema del hogar equivale al modelo unitario.

Bajo el supuesto de que las funciones de utilidad son estrictamente crecientes y el nivel de utilidad de reserva positivo, la primera restricción de satisface con igualdad en la solución. Sea el vector $\mathbf{q}$ la asignación de bienes resultante del problema (2.5) que cumplirá las siguientes condiciones para cada vector (X, y_1, y_2, z) :

1) Participación. Si $(X, y_1, y_2, z) \in P$, tenemos:

$$U^2\left(\mathbf{q}^1, \mathbf{q}^2, \mathbf{Q}, \overline{L}^1, 0\right) = \overline{u}^2\left(X, y_1, y_2, z\right) \tag{2.6}$$

Resolviendo para $\mathbf{q}$ tenemos el sistema de curvas de Engel:

$$\mathbf{q} = \psi_1\left(X, y_1, y_2, z\right) \tag{2.7}$$

2) No participación: Si $(X, y_1, y_2, z) \in N$, tenemos:

$$U^2\left(\mathbf{q}^1, \mathbf{q}^2, \mathbf{Q}, \overline{L}^1, 1\right) = \overline{u}^2\left(X, y_1, y_2, z\right) \tag{2.8}$$

con lo cual el sistema de curvas de Engel es:

$$\mathbf{q} = \psi_2\left(X, y_1, y_2, z\right) \tag{2.9}$$

[2]La función de utilidad del hogar es la suma ponderada de utilidades de ambos agentes. El multiplicador $\mu \in [0, \infty[$ mide la relación entre el peso o poder del agente 2 y del agente 1. Se pueden transformar las ponderaciones para situarlas en el intervalo $[0, 1]$ de la siguiente forma: multiplicando U^1 por $\theta = 1/(1+\mu)$ con lo cual U^2 queda multiplicada por $(1-\theta) = \mu/(1+\mu)$.

3) En la frontera de participación el ingreso laboral de la mujer se iguala a su ingreso laboral de reserva que es una función del ingreso laboral del hombre y del gasto total del hogar. Sea $\gamma(X, y_1)$ la función del salario de reserva de la mujer en la frontera de participación, entonces las curvas de Engel si $(X, y_1, y_2, z) \in F$ son:

$$\mathrm{q} = \psi_3(X, y_1, \gamma(X, y_1), z) \tag{2.10}$$

En el siguiente capítulo abordaremos este problema de identificación de elementos estructurales del problema, aunque para ello necesitaremos supuestos adicionales. En este capítulo, nuestro objetivo consiste en explicar las diferencias entre los sistemas de curvas de Engel ψ_1 y ψ_2, principalmente, e interpretar los resultados en la frontera de participación ψ_3, en términos de (X, y_1, y_2, z).

2.2.4 La Interpretación de los Efectos de los Ingresos Laborales

La interpretación de los efectos de los ingresos laborales individuales sobre la asignación del gasto depende del conjunto al que pertenezcan los ingresos laborales. Vamos a interpretar los efectos de estos ingresos dependiendo de que pertenezcan al conjunto de participación o de no participación. Las soluciones del problema (2.5) son las funciones de demanda Marshallianas, que en el modelo colectivo dependen de μ ya que la función indirecta de utilidad del hogar depende de μ. Denotamos por f estas funciones. La igualdad entre estas funciones y los sistemas de curvas de Engel en cada conjunto nos permite identificar el efecto de un cambio en la capacidad de negociación de los agentes o de su poder (μ) sobre la asignación de un determinado bien a partir del efecto de los ingresos laborales individuales.

1) En el conjunto de participación P tenemos:

$$\psi_1(X, y_1, y_2, z) = f_1(X, \mu(X, y_1, y_2, z)), \tag{2.11}$$

de donde los efectos de los ingresos laborales que se observan sobre las curvas de Engel ψ_1 se pueden descomponer según las siguientes ecuaciones:

$$\frac{\partial \psi_1}{\partial y_i} = \frac{\partial f_1}{\partial X} + \frac{\partial f_1}{\partial \mu}\frac{\partial \mu}{\partial y_i} \text{ para } i = 1, 2 \tag{2.12}$$

2) En el conjunto de no participación N, de la igualdad entre las curvas de Engel ψ_2 y las funciones f_2 se deducen los siguientes efectos:

$$\frac{\partial \psi_2}{\partial y_1} = \frac{\partial f_2}{\partial X} + \frac{\partial f_2}{\partial \mu}\frac{\partial \mu}{\partial y_1} \tag{2.13}$$

$$\frac{\partial \psi_2}{\partial y_2} = \frac{\partial f_2}{\partial \mu}\frac{\partial \mu}{\partial y_2}. \tag{2.14}$$

Los efectos que observamos en cada caso son $\frac{\partial \psi_1}{\partial y_i}$ y $\frac{\partial \psi_2}{\partial y_2}$. Nos interesa deducir el signo de $\frac{\partial f_i}{\partial \mu}$ para clasificar un bien en la esfera femenina si este signo es positivo y en la esfera masculina si este signo es negativo. Suponemos que el mecanismo de decisión es un mecanismo de regateo, de forma que $\frac{\partial \mu}{\partial y_1} > 0$ y $\frac{\partial \mu}{\partial y_2} < 0$. Si los bienes son normales entonces $\frac{\partial f_i}{\partial X} > 0$. Teniendo en cuenta estos signos, el signo de $\frac{\partial f_2}{\partial \mu}$ es el mismo que el de $\frac{\partial \psi_2}{\partial y_2}$. Si por ejemplo observamos $\frac{\partial \psi_1}{\partial y_2} < 0$, entonces podemos clasificar el bien en cuestión en la esfera masculina ya que $\frac{\partial f_2}{\partial \mu} < 0$.

2.3 MODELO EMPÍRICO

Estimamos un sistema de curvas de Engel para los doce siguientes bienes: (1) la alimentación, (2) el acondicionamiento de la vivienda, (3) los transportes y comunicaciones, (4) la ropa de hombre, (5) la ropa de mujer, (6) la salud, (7) los cuidados personales, (8) el entretenimiento en el hogar, (9) el entretenimiento fuera del hogar, (10) los vicios (el alcohol y el tabaco), (11) el consumo relacionado con los niños y, por último, (12) un grupo residual de otros gastos.

En diversas estimaciones de sistemas de curvas de Engel para la economía española se ha justificado la forma funcional Working-Leser lineal en el logaritmo del gasto. Esta forma funcional es consistente con la restricción de agregación. Esencialmente adoptamos la forma funcional paramétrica empleada por Deaton *et al.* (1989), añadiendo como variables explicativas los ingresos laborales de los agentes. Delgado y Miles (1996) justifican la relación lineal entre la proporción al gasto en alimentación y el logaritmo del gasto total del hogar de forma no paramétrica con los datos sobre gasto de la EPF. La expresión de la curva de Engel del bien j es:

$$W_j = \frac{q_j}{X} = \alpha_{kj} + \beta_{kj} \ln \frac{X}{n} + \gamma_{1kj} y_1 + \gamma_{2kj} y_2 + \eta_{0kj} \ln n + \sum_{i=1}^{J-1} \eta_{ikj} \frac{n_i}{n} + \varphi_{kj}.\mathbf{z} + v_{kj}, \tag{2.15}$$

donde k toma el valor 1 si la mujer trabaja y el valor 2 si la mujer no trabaja. El efecto del tamaño del hogar se captura con el logaritmo del número de miembros $(\ln\ n)$, mientras que las proporciones de miembros del hogar en el grupo de edad i, $\left(\frac{n_i}{n}\right)$, captan efectos de la composición del hogar.

Si al vector de variables explicativas de (2.15) lo denominamos $\mathbf{X}^3$ y al vector de coeficientes $\boldsymbol{\beta}_{kj}$, obtenemos la expresión de la curva del bien j como:

$$W_j = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_{kj} + v_{kj} \text{ con } k = 1, 2. \tag{2.16}$$

La distribución de los errores v_{1j} y v_{2j} puede depender del proceso de decisión de participación laboral de la mujer debido a la decisión conjunta de participación y consumo (Browning y Meghir, 1991). En este caso, la estimación de las curvas de Engel en cada muestra por separado, es decir, por un lado en los hogares en los que trabajan los dos cónyuges y, por otro, en los hogares en los que sólo trabaja el hombre es una estimación sesgada. Los sesgos en que se incurre con esta estimación vienen medidos por la esperanza condicional a la participación de los errores de las curvas de Engel.

En nuestro caso los dos regímenes considerados están definidos por la participación laboral de la mujer. Llamemos P a la variable indicador de la participación laboral de la mujer:

$$P = \mathbb{I}\left(\eta_p' W_p + \varepsilon_p\right) \text{ con } \varepsilon_p \sim N(0,1), \tag{2.17}$$

donde $P = 1$ si la mujer trabaja y $P = 0$ si la mujer no trabaja. Los errores (v_{1j}, v_{2j}) están correlacionados con ε_p, de forma que las medias condicionales de los errores de las curvas de Engel no son cero, sino que existe un sesgo de selección debido a la participación de la mujer. Bajo una especificación lineal de las curvas de Engel, las expresiones de los sesgos de selección en cada régimen son (Maddala, 1983):

$$E(v_{1j}|P=1) = -E(v_{1j}\varepsilon)\frac{\phi\left(\eta_p' W_p\right)}{\Phi\left(\eta_p' W_p\right)}, \tag{2.18}$$

$$E(v_{1j}|P=0) = E(v_{2j}\varepsilon)\frac{\phi\left(\eta_p' W_p\right)}{1-\Phi\left(\eta_p' W_p\right)}, \tag{2.19}$$

[3] $\mathbf{X}=\left(1, \ln\frac{X}{n}, y_1, y_2, \ln n, \frac{n_i}{n}, \mathbf{z}\right)$

donde ϕ y Φ son, respectivamente, las funciones de densidad y de distribución de la Normal estandarizada.

El método de estimación es el *switching regression model with endogenous sitwching* propuesto por Lee (1978) y Willis y Rosen (1979). Este método consiste en la estimación del modelo probit de participación laboral de la mujer para predecir los términos $\frac{\phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}{\Phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}$ y $\frac{\phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}{1-\Phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}$, que se añaden como regresores en la estimación de las curvas de Engel para corregir el sesgo de selección. En este método se estiman por separado las curvas de Engel para cada uno de los regímenes. Pero es posible y deseable estimar las curvas de Engel conjuntamente para los dos regímenes, principalmente porque de esta forma podemos contrastar directamente el cambio estructural debido a la participación laboral de la mujer. Adoptamos este segundo método de estimación conjunta propuesto en Lee *et al.* (1979). La expresión del sistema de curvas de Engel en este caso es:

$$\begin{aligned} &E(W_j) = E(W_j|P=1)\Pr(P=1) + E(W_j|P=0)\Pr(P=0) = \\ &= \left(\beta_{1j}'\mathbf{X}\right)\Phi + \left(\beta_{2j}'\mathbf{X}\right)(1-\Phi) + \phi\left(E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon)\right) = \\ &= \beta_{2j}'\mathbf{X} + \left(\beta_{1j}' - \beta_{2j}'\right)\mathbf{X}\Phi + \phi\left(E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon)\right) \end{aligned} \tag{2.20}$$

El método de estimación consta de dos etapas. Las probabilidades de participación se estiman en la primera etapa con el fin de utilizarlas en la estimación del sistema de curvas de Engel de la segunda etapa.

Hemos estimado por una lado el sistema de curvas de Engel con los nueve bienes de los grupos I, II y III, excluyendo el grupo residual otros gastos y, por otro lado, un sistema con los dos bienes del grupo IV. La desventaja de la estimación por separado es la pérdida de eficiencia ya que no tenemos en cuenta las covarianzas entre los bienes del grupo IV y el resto de los bienes.

En la segunda etapa, los sistemas de curvas de Engel que estimamos son los siguientes:

$$\begin{aligned} W_j &= \beta_{2j}'\mathbf{X} + \left(\beta_{1j}' - \beta_{2j}'\right)\mathbf{X}\widehat{\Phi} + \widehat{\phi}\left(E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon)\right) + v_j \qquad (2.21) \\ \text{con } \mathbf{X} &= \left(1, \ln\frac{\widehat{X}}{n}, y_1, \widehat{y}_2, \ln n, \frac{n_i}{n}, \mathbf{z}\right) \text{ para los bienes de los grupos I, II y III} \end{aligned}$$

$$
\begin{aligned}
\mathbf{X} &= \left(1, \ln\frac{\widehat{X}}{n}, y_1, \widehat{y_2}, \ln n, \frac{n_i}{n}, \mathbf{z}, \frac{\phi\left(s_j\widehat{\theta}\right)}{\Phi\left(s_j\widehat{\theta}\right)}\right) \text{ para los bienes del grupo IV} \\
\widehat{\Phi} &= \widehat{\Phi}\left(\widehat{\eta}_p' W_p\right)
\end{aligned}
$$

Los regresores generados están estimados en una primera etapa. En el método de estimación también tenemos en cuenta los problemas convencionales de medición del consumo que ya hemos mencionado: infrecuencia y abstención en el consumo. Los regresores generados que estimamos en la primera etapa son:

i) El logaritmo del consumo total del hogar *per capita.* Como algunos bienes presentan el problema de infrecuencia de compra y el consumo total es la suma de los distintos consumos, esta variable depende de los parámetros de los procesos de decisión de compra de los siete bienes del grupo III. Como consecuencia de ello, esta variable es endógena y presenta errores de medida, de forma que, al estimar mediante variables instrumentales (empleamos el método general de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas), la variable que finalmente entra como regresor en el sistema de curvas de Engel es la predicción de $\ln(X/n)$.

ii) El logaritmo del ingreso laboral potencial de la mujer. Esta variable es una predicción obtenida a partir de la ecuación de salarios estimada para las mujeres que trabajan. Para la estimación del ingreso laboral potencial de las mujeres casadas que no participan, adoptamos la estructura del modelo de participación y la ecuación de salarios de Martínez-Granado (1995). Los determinantes de la participación son las edades y niveles educativos, tanto de la mujer como del hombre, y la presencia de hijos de diversas edades. La ecuación de salarios, estimada para las mujeres que trabajan corrigiendo el sesgo de selección de participación, depende de la edad y nivel educativo de la mujer y de la interacción entre estas variables.

iii) Las variables que corrigen los sesgos de selección generados por la abstención voluntaria en el consumo de los dos bienes del grupo IV: vicios y consumo de niños. Éstas dependen de los parámetros del proceso de decisión de compra de cada bien.

iv) Las variables explicativas ponderadas por la probabilidad de participación laboral de la mujer: $\mathbf{X}\Phi\left(\widehat{\eta}_p' W_p\right)$.

v) La función de densidad del proceso de participación laboral de la mujer evaluada para cada hogar.

La interpretación de los coeficientes de las curvas de Engel (2.21) es la siguiente:

i) β_{2j} mide los efectos de las variables explicativas para los hogares en los que la mujer no trabaja. En el sistema de curvas de Engel de los bienes del grupo IV (vicios y consumo de niños), uno de los regresores es el término que corrige el sesgo de selección de participación en el consumo lo que nos permite contrastar si existe tal sesgo y ver qué signo tiene.

ii) $\left(\beta'_{1j} - \beta'_{2j}\right)$ mide la diferencia entre el efecto las variables explicativas si la mujer trabaja y el mismo si la mujer no trabaja. El contraste de significatividad individual de este coeficiente nos permite conocer inmediatamente si hay un cambio en el efecto de una variable explicativa debido a la participación laboral de la mujer.

iii) $(E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon))$. Supongamos que W_{1j} es la proporción al gasto en el bien j en un hogar donde la mujer trabaja y W_{2j} es esta proporción en un hogar donde la mujer no trabaja. Supongamos que si la mujer trabaja crece el consumo del bien j, por ejemplo si el bien j es sustitutivo del ocio de la mujer, de forma que $W_{1j} > W_{2j}$. Este supuesto implica necesariamente que el signo del coeficiente $(E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon))$ es positivo. El contraste de significatividad individual de este coeficiente no es determinante para saber si existe autoselección. Tampoco un signo positivo es condición suficiente para asegurar que la participación de la mujer esté asociada a esta compensación positiva en el consumo del hogar en el bien j. Pero si encontramos un signo negativo, sí podemos asegurar que la autoselección de la mujer con respecto a la participación no se relaciona con este crecimiento en el consumo.

2.4 DATOS

Para estimar el sistema de curvas de Engel utilizamos los datos de gasto, ingresos, y características personales de los 21.155 hogares españoles de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 (EPF). Los datos de gasto recogidos sobre 918 tipos de bienes se proporcionan anualizados según distintos criterios dependiendo de la frecuencia de compra. Los datos sobre ingresos laborales individuales los utilizamos como variables explicativas, mientras que el ingreso total del hogar lo utilizamos como variable instrumental. Los ingresos monetarios del trabajo por cuenta ajena son netos de retenciones de impuestos y cotizaciones sociales, mientras que los ingresos procedentes del trabajo por cuenta propia son los ingresos brutos menos los gastos deducibles. Según Sanz (1995), los datos de ingresos laborales de la EPF infraestiman el agregado de ingresos laborales de la Contabilidad Nacional. Los ingresos laborales del trabajo por cuenta ajena (sueldos y salarios netos) estimados por la EPF representan un 88,4% de los proporcionados por la Contabilidad Nacional. Los ingresos monetarios netos del trabajo por cuenta propia, que son los que utilizamos en la EPF, no son desglosables a partir de los datos de la Contabilidad Nacional del Sector Hogares, sin embargo, a partir de las comparaciones entre el valor de la producción generado por los hogares como empresarios individuales y como hogares en las dos fuentes estadísticas, resulta que el valor obtenido a partir de la EPF representa un 44% de valor por este concepto en la Contabilidad Nacional. Por lo tanto, la medida de los efectos de los ingresos laborales va a estar afectada por ambas infraestimaciones.

El modelo teórico considera dos adultos decisores en el hogar, por lo que la muestra de hogares que seleccionamos consta de parejas, con o sin hijos menores de 17 años, en los que el marido trabaja a tiempo completo (5.619 hogares). Se considera que los hijos menores no tienen poder de decisión. Dentro de esta muestra de hogares distinguimos dos tipos: A) hogares en los que la mujer realiza un trabajo remunerado, a tiempo parcial o completo, y bien por cuenta propia o por cuenta ajena (1.864 hogares), B) hogares en los que la mujer no trabaja, considerando como tales a las que no reciben ningún tipo de ingreso laboral (3.755 hogares).

La clasificación de los gastos del hogar en los doce bienes considerados está detallada en el cuadro 1 del Anexo 1. El gasto corriente considerado no incluye los principales bienes duraderos, tales como la vivienda, los automóviles, el mobiliario, los electrodomésticos, ni los gastos en servicios financieros, impuestos, etc.

Hemos clasificado el gasto corriente en doce bienes. La medición del consumo en estos bienes a partir de los datos de gasto presenta distintos problemas estadísticos según el bien que consideremos. Reagrupamos el vector de doce bienes en cuatro grupos según el problema estadístico de medición del consumo que se presenta. El grupo I es el gasto en alimentación que está afectado por la realización de la gran compra lo que dificulta la imputación del consumo anual en alimentos. Esta imputación ya está realizada en los datos de gasto que utilizamos (Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91) según la técnica de estimación presentada en Peña y Ruiz-Castillo (1998). El grupo II está formado por los dos bienes siguientes: el acondicionamiento de la vivienda y los transportes y comunicaciones. Como en estos grupos de bienes no observamos apenas hogares cuyo gasto sea cero ni hay información disponible sobre la realización de gastos con periodicidad distinta que la del consumo, suponemos que el gasto en estos bienes es igual al consumo. El grupo III consta de siete bienes que suponemos que se consumen regularmente durante el periodo anual: la ropa de hombre, la ropa de mujer, la salud, los cuidados personales, el entretenimiento en el hogar, el entretenimiento fuera del hogar, y los otros gastos. Para estos siete bienes existe una considerable proporción de hogares cuyo gasto es nulo debido a que no se realizó ninguna compra durante el periodo de referencia de la EPF. Consideramos que la aparición de un gasto nulo en estos casos es debida al fenómeno de infrecuencia de compra, que trataremos siguiendo la técnica propuesta en Meghir y Robin (1992). Por último, el grupo IV está formado por los dos bienes restantes: los vicios y el consumo relacionado con los niños. Estos bienes también presentan una gran proporción de hogares con gasto nulo, pero en estos casos consideramos que la abstención en el consumo es voluntaria y no es aleatoria con respecto a la decisión de consumo. Este fenómeno de abstención voluntaria se trata estadísticamente mediante un modelo de doble valla que tiene en cuenta la dependencia entre los procesos de la decisión dicotómica de consumir y de la decisión de cuánto consumir. En el Anexo 2 presentamos los modelos que hemos empleado para tratar los problemas de medición del consumo.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

	Mujer Trabaja (1) # 1864 Media (desv.)	% ceros	Mujer No Trabaja (2) # 3755 Media (desv.)	% ceros	Diferencia medias $\mu_2 - \mu_1 = 0$ t-Student
BIENES (W_j)					
(1) Alimentación	.320 (.141)	0.16	.393 (.139)	0.03	18.33
(2) Acond. Vivienda	.106 (.078)	0.06	.090 (.057)	0.05	-8.52
(3) Ttes. y Comunic.	.122 (.088)	2.25	.110 (.085)	4.74	-4.82
(4) Ropa Hombre	.038 (.055)	37.45	.038 (.055)	36.78	-.35
(6) Ropa Mujer	.045 (.064)	29.14	.037 (.057)	33.24	-4.65
(7) Salud	.037 (.053)	21.35	.039 (.055)	22.93	1.32
(8) Cuidado Personal	.020 (.030)	36.75	.019 (.030)	38.86	-1.29
(9) Entret. en Hogar	.034 (.047)	17.11	.026 (.043)	27.08	-6.01
(4) Entret. Fuera Hogar	.141 (.115)	3.54	.118 (.104)	5.11	-7.58
(10) Vicios	.035 (.036)	9.07	.037 (.036)	10.55	2.03
(11) Consumo de Niños	.070 (.074)	21.94	.068 (.072)	21.82	-1.08
(12) Otros gastos	.030 (.053)	23.39	.024 (.045)	30.44	-4.97
VARIABLES EXPLICATIVAS					
Gasto total per capita	659.116 (376.278)		484.878 (292.494)		-19.06
Consumo total per capita	626.722 (366.615)		459.871 (283.500)		-18.78
Ingreso laboral hombre	1.581.188 (832.795)		1.514.648 (1.031.027)		-2.42
Ingreso laboral mujer	999.642 (643.102)		13.254 (.337)*		-18.08
Núm . miembros	3.49 (1.03)		3.665 (1.083)		5.69
n1/n	.086 (.140)		.085 (.138)		-.1399
n2/n	.1265 (.158)		.124 (.155)		-.503
n3/n	.133 (.174)		.153 (.182)		4.0
n4/n	.026 (.079)		.035 (.091)		3.70
na1/n	.032 (.139)		.024 (.110)		-2.37
na2/n	.596 (.214)		.570 (.215)		-4.25
edad hombre	36.23 (7.309)		39.34 (9.571)		12.35
E.G.B. hombre	.224 (.417)		.235 (.424)		.91
Medios hombre	.271 (.445)		.190 (.392)		-7.01
Universidad hombre	.244 (.429)		.096 (.295)		-15.03
E.G.B. mujer	.231 (.422)		.272 (.445)		3.26
Medios mujer	.255 (.436)		.149 (.356)		-9.76
Universidad mujer	.258 (.438)		.047 (.211)		-24.44
Urbano	.612 (.487)		.538 (.499)		-5.25
Ejecutivo	.218 (.413)		.084 (.277)		-14.43
Obrero	.520 (.499)		.598 (.490)		5.56
Empresario	.140 (.347)		.162 (.369)		2.21
Vivienda propia	.707 (.455)		.727 (.446)		1.59
Coche	.911 (.284)		.837 (.369)		-7.65
Núm. bienes equipo	10.84 (3.33)		9.56 (2.98)		-14.54

* logaritmo del ingreso de la mujer estimado con la ecuación de salarios

n1=niños entre 0-3 años, n2=4-8, n3=9-14, n4=15-16, na1=adultos 18-24, na2=>25

En el cuadro 1 presentamos información sobre los datos de las proporciones al gasto (**W**) en sus doce componentes. Aparecen las medias, desviaciones típicas y porcentajes de ceros calculadas a partir de los datos originales de gasto (sin corregir el fenómeno de infrecuencia). En las variables explicativas proporcionamos las medias del gasto total *per capita* antes de corregir el fenómeno de infrecuencia y del consumo total *per capita* (X/n), que tiene en cuenta tal corrección. También figuran las estadísticas de los ingresos laborales de los agentes que trabajan y la media de la predicción del logaritmo del ingreso laboral potencial para las mujeres que no trabajan. Los factores que afectan a las preferencias son las variables demográficas y características del hogar, entre las que no figuran las estadísticas de la comunidad autónoma de residencia aunque sí se han tenido en cuenta en la estimación. Nuestro interés se centra en las diferencias de las medias de estas variables entre los dos tipos de hogares considerados.

Los cambios de nivel en las proporciones al gasto según la mujer trabaje o no lo haga son los siguientes: incrementos de la proporción al gasto en seis bienes (acondicionamiento de vivienda, transportes y comunicaciones, ropa de mujer, entretenimiento en el hogar, entretenimeinto fuera del hogar y otros gastos), disminuciones en las proporciones al gasto en dos bienes (alimentación y vicios) y, mantenimiento del mismo nivel en las proporciones al gasto de ropa de hombre, salud, cuidados personales y consumo de niños.

Observamos un cambio importante en el nivel medio de gasto y de consumo total del hogar *per capita* (X/n), que es mayor si la mujer participa. Los ingresos laborales del hombre son mayores si está casado con una mujer que trabaja. El ingreso laboral potencial de la mujer que no trabaja es menor que el ingreso laboral recibido por la mujer trabajadora.

Comparando las características demográficas de ambos tipos de hogares, observamos que los hogares en los que la mujer no trabaja son hogares de mayor tamaño, con mayor presencia de hijos con edades comprendidas entre 9 y 16 años; la edad del hombre es mayor; los niveles educativos, tanto del hombre como de la mujer, son menores; es mayor la proporción de hogares de este tipo en municipios de menos de 50.000 habitantes; predominan los hogares cuyo sustentador principal es un obrero o un empresario; la proporción de hogares de este tipo que poseen coche es menor y su vivienda está menos equipada.

2.5 RESULTADOS

A continuación presentamos los resultados de estimación del sistema de curvas de Engel (2.21). La estimación de este sistema consta de dos etapas. En la primera etapa hemos estimado los regresores generados que entran en el sistema y los parámetros de los procesos de participación de la mujer y de compra de los distintos bienes. En la segunda etapa estimamos los parámetros de las curvas de Engel teniendo en cuenta los parámetros obtenidos en la primera etapa.

2.5.1 La Primera Etapa

La Participación Laboral de la Mujer y su Ingreso Laboral Potencial

El modelo probit de participación laboral de la mujer y la ecuación de salarios estimada para los hogares en que ambos cónyuges trabajan se presentan en el cuadro 2 del Anexo 1. La participación laboral de la mujer depende de su edad y de su educación, de la edad y educación de su marido. También depende del número de hijos y de las edades de éstos. La edad de la mujer ejerce un efecto creciente y cóncavo sobre la probabilidad de participación. El efecto esperado de la educación de la mujer se observa en interacción con su edad: a mayor edad de la mujer, más fuerte es el efecto de su nivel educativo sobre la probabilidad de participación. El nivel educativo del hombre ejerce un efecto positivo sobre la participación de la mujer. Este efecto decrece con la edad del hombre. La presencia de hijos menores de 14 años ejerce un efecto negativo que es más fuerte si los hijos son de menor edad.

La ecuación de salarios de la mujer depende la edad y de la educación de la mujer. En la estimación de esta ecuación corregimos el sesgo de selección debido a la decisión de participación de la mujer. Esta ecuación de salarios nos muestra el perfil cóncavo de los ingresos laborales con respecto a la edad de la mujer. Los rendimientos educativos se manifiestan para los niveles de educación secundaria y universitaria. No observamos sesgo de selección debido a la participación de la mujer.

Las Probabilidades de Compra

La especificación del proceso de decisión de compra de los distintos bienes la presentamos en el anexo 2. La estimación de los parámetros de este proceso se hace con el fin de corregir los fenómenos de infrecuencia de compra y de abstención en el consumo en la medición del consumo de bienes.

Los cuadros 3 y 4 del Anexo 1 presentan las estimaciones de los modelos probit de decisión de compra para los siete bienes del grupo III y los dos bienes del grupo IV.

Comparamos los efectos de las distintas variables sobre las probabilidades de compra dependiendo de la participación laboral de la mujer. Algunas de estas diferencias se pueden explicar si suponemos que cuando la mujer no trabaja va más veces a la compra (su tiempo es un input en la producción de bienes), por ejemplo, las diferencias observadas en los efectos del tamaño del hogar o de la presencia de niños.

Las probabilidades de compra de todos los bienes dependen positivamente del gasto total del hogar. Encontramos diferencias en los efectos demográficos y de características del hogar dependiendo de la participación laboral de la mujer. En primer lugar, el tamaño del hogar sólo ejerce un efecto positivo sobre la frecuencia de compra en vicios, ropa y entretenimiento fuera del hogar si la mujer no trabaja. En segundo lugar, la presencia de niños sólo ejerce un efecto positivo sobre la frecuencia de gastos en entretenimiento en el hogar si la mujer no trabaja. En tercer lugar, si la mujer no trabaja, la frecuencia de los gastos en salud crece con el nivel educativo de ambos agentes y la frecuencia de los gastos en cuidados personales crece con el nivel educativo del hombre, sin embargo los niveles educativos de ambos agentes se relacionan con una menor frecuencia de compra en ropa de hombre. Y si la mujer trabaja, su nivel educativo se relaciona con una menor probabilidad de compra en ropa de mujer y una mayor probabilidad de compra en entretenimiento fuera del hogar. En cuarto lugar, el tamaño del municipio incrementa la probabilidad de compra de bienes relacionados con los niños si la mujer no trabaja. En quinto lugar, los efectos de la ocupación del sustentador principal sólo tienen alguna significación sobre la probabilidad de compra si la mujer no trabaja. En los hogares con sustentador principal empresario se realizan gastos en vicios con menor frecuencia, y si el sustentador principal es obrero los gastos en salud y en entretenimiento en el hogar son más frecuentes. En sexto lugar, el efecto de la propiedad de coche sólo es significativo y negativo en tres bienes si la mujer trabaja (vicios, entretenimiento fuera del hogar y consumo de niños). En séptimo lugar, el equipamiento del hogar incrementa la frecuencia de gastos en salud y consumo de niños y disminuye la frecuencia de gastos en vicios si la mujer no trabaja.

2.5.2 La Segunda Etapa: El Sistema de Curvas de Engel

La estimación de los parámetros de los sistemas de curvas de Engel, (2.21) , se presenta en el cuadro 5 del Anexo 1. Organizamos la presentación de resultados según los efectos de cuatro grupos de variables. En primer lugar, estudiamos el efecto del gasto total del hogar a través de las elasticidades con respecto al gasto. En segundo lugar, analizamos los efectos de los ingresos laborales. El análisis conjunto de las elasticidades con respecto al gasto y de los efectos de los ingresos laborales nos permite identificar los signos del efecto de la capacidad de negociación de los agentes sobre la asignación de cada bien. En tercer lugar, interpretamos los coeficientes estimados que se relacionan con el sesgo de selección debido a la participación laboral de la mujer en las distintas curvas de Engel. Para los casos de alcohol y tabaco y de consumo de niños, además del sesgo de selección debido a la participación de la mujer, interpretamos el coeficiente de la variable de selección relacionada con la abstención voluntaria en el consumo. En cuarto lugar, señalamos las diferencias en los efectos demográficos y de características del hogar según la participación laboral de la mujer.

Elasticidades Gasto

Hemos estimado las elasticidades con respecto al gasto total del hogar y sus desviaciones típicas, para ambos tipos de hogares a partir de los parámetros de los sistemas de curvas de Engel. Las curvas de Engel nos proporcionan directamente el coeficiente de $\ln(X/n)$ para los hogares en los que la mujer no trabaja (β_{2j}). El coeficiente correspondiente para los hogares en que ambos cónyuges trabajan (β_{1j}) lo obtenemos sumándole al anterior el de variable $\Phi \ln(X/n)$, y calculamos su varianza como la suma de las varianzas más el doble de la covarianza. La expresión de las elasticidades con respecto al gasto derivadas de la forma funcional Working-Leser es $1 + \beta_{kj}/\overline{W}_j$, donde $\overline{W}_j$ es la media de cada variable dependiente en la muestra de los 5.619 hogares y k indica el tipo de hogar según la participación laboral de la mujer.

Para valorar la importancia del sesgo que se comete si no tenemos en cuenta que la participación laboral de la mujer es endógena, hemos estimado las elasticidades con respecto al gasto a partir del sistema de curvas de Engel en el que se considera exógena la participación laboral de la mujer, es decir, estimando el sistema de curvas de Engel en cada muestra por separado.

Las elasticidades obtenidas teniendo en cuenta la endogeneidad de la participación laboral de la mujer se muestran en el cuadro 2.

CUADRO 2. ELASTICIDADES GASTO

Mujer No Trabaja (#3.755)		Mujer Trabaja (#1.864)	
B. NECESARIOS		B. NECESARIOS	
Acond. Vivienda	0.530 (.045)	Alimentación	0.694 (.031)
Vicios	0.659 (.101)	Salud	0.861 (.105)
Alimentación	0.654 (.020)	Vicios	0.952 (.124)
Ttes. y comunic.	0.965 (.088)*	Acond. Vivienda	0.961 (.070)
B. DE LUJO		Consumo de niños	0.964 (.059)
Consumo de Niños	1.032 (.039)	Ttes. y comunic.	0.974 (.136)**
Salud	1.198 (.068)	B. DE LUJO	
Cuidado Personal	1.334 (.056)	Cuidado Personal	1.079 (.087)
Ent. en el Hogar	1.424 (.078)	Ropa de Hombre	1.166 (.087)
Ent. Fuera del Hogar	1.427 (.049)	Ocio en el Hogar	1.258 (.122)
Ropa de Mujer	1.569 (.064)	Ocio Fuera del Hogar	1.473 (.076)
Ropa de Hombre	1.837 (.056)	Ropa de Mujer	1.504 (.010)

Intervalos de confianza 95%: * $[0.962, 0.968]$, ** $[0.968, 0.980]$

Si no tenemos en cuenta la endogeneidad de la participación, las elasticidades que obtenemos muestran sesgos importantes en el siguente sentido. Si la mujer no trabaja, la elasticidad en acondicionamiento de la vivienda (0.61) está sobreestimada y la elasticidad de la ropa de hombre (1.68) está infraestimada. Si la mujer trabaja, las elasticidades de salud (0.95), cuidados personales (1.21), ropa de hombre (1.45) y ropa de mujer (1.66) están sobreestimadas. Las elasticidades de acondicionamiento de la vivienda (0.73) y de transportes y comunicaciones (0.83) están infraestimadas.

En el cuadro 2 observamos cambios en las elasticidades debidos a la participación laboral de la mujer que consideramos explicables por razones económicas distintas. La primera razón se basa en el uso del tiempo de la mujer como input en el proceso de producción de bienes en el hogar. En este caso la elasticidad será mayor si la mujer no trabaja. Por ejemplo, si en la producción de bienes relacionados con los niños se emplea el tiempo de la mujer y parte del presupuesto del hogar, la cantidad de bienes relacionados con los niños será mayor en un hogar en el que la mujer no trabaje que en un hogar en el que la mujer trabaje, aunque en ambos se dedique el mismo dinero a este tipo de bienes. Por ello, ante el mismo incremento porcentual del gasto en ambos hogares, el incremento del consumo relacionado con los niños será mayor si la mujer no trabaja y, por consiguiente, será mayor su elasticidad. Dicho en otras palabras, se necesita menos dinero para producir este tipo de bienes si la mujer no trabaja porque se emplea más tiempo. La segunda razón se basa la consideración de un determinado bien como complementario o sustitutivo del ocio de la mujer. Si el bien es sustitutivo (complementario) del ocio de la mujer, sube (baja) el gasto en el bien cuando la mujer trabaja y, por tanto, su elasticidad es mayor (menor) en este caso. Una tercera razón se basa en la consideración de que la participación de la mujer incrementa su poder en el juego de regateo, en cuyo caso la elasticidad para los bienes de la esfera femenina es mayor cuando ésta trabaja.

Aunque los cambios en las elasticidades con respecto al gasto son pequeños, la alimentación, los transportes y comunicaciones y el entretenimiento fuera del hogar presentan mayor elasticidad si la mujer trabaja. Mayores diferencias y en el mismo sentido presentas las elasticidades del acondicionamiento de la vivienda y los vicios. Por tanto, estos cinco bienes son sustitutivos del ocio de la mujer. Estos efectos son esperables si consideramos, por ejemplo, que la alimentación incluye los gastos realizados en el lugar de trabajo y el acondicionamiento de vivienda incluye, por ejemplo, pagos al servicio doméstico. En cambio, la ropa de hombre, la ropa de mujer, la salud, el cuidado personal, el entretenimiento en el hogar, y el consumo de los niños experimentan variaciones en sus gastos en el mismo sentido que el ocio de la mujer, bien porque sean complementarios de éste, bien porque el tiempo de la mujer se emplee en su producción, o bien porque la mujer desee una menor dedicación a estos bienes cuando trabaja. Estos seis grupos de bienes los consideramos complementarios del ocio de la mujer.

Efectos de los Ingresos Laborales

Los efectos de los ingresos laborales individuales se muestran en el cuadro 3.

CUADRO 3. EFECTO DE LOS INGRESOS INDIVIDUALES

	Mujer Trabaja		Mujer No Trabaja	
	$\partial\psi_1/\partial y_1$	$\partial\psi_1/\partial y_2$	$\partial\psi_2/\partial y_1$	$\partial\psi_2/\partial y_2$
(1) Alimentos	-.01326 (-1.03)	-.00064 (-.05)	.00365 (.56)	-.00939 (-1.15)
(2) Ac. Vivienda	.00160 (.23)	.02328 (3.32)	.0037 (1.03)	.00024 (.05)
(3) Ttes. y com.	.01067 (1.15)	-.02466 (-2.70)	-.00813 (-1.74)	.01318 (2.24)
(4) Ropa Homb.	.00605 (1.55)	.00342 (.88)	-.00199 (-1.0)	-.00485 (-1.95)
(5) Ropa Muj.	.00417 (.89)	.00642 (1.38)	.00482 (2.03)	-.00654 (-2.2)
(6) Salud	.00969 (2.04)	.00054 (.11)	-.00363 (-1.5)	-.00567 (-1.88)
(7) Cuid. Pers.	-.00436 (-2.13)	.00250 (1.23)	.00135 (1.3)	-.00178 (-1.4)
(8) Ent. Hogar	-.00883 (-2.14)	.006346 (1.56)	-.00061 (-.29)	-.00506 (-1.94)
(9) Ent. Fuera	.007363 (.67)	-.01136 (-1.04)	-.00015 (-.03)	.01396 (2.0)
(10) Vicios	-.00367 (-.90)	-.00388 (-.97)	-.000514 (-.25)	.00151 (.59)
(11) Niños	.00121 (.16)	.00199 (.26)	-.00276 (-.72)	.00229 (.48)

En primer lugar, interpretamos los efectos de los ingresos laborales en el conjunto P, si la mujer trabaja, según las ecuaciones (2.12). Como las elasticidades con respecto al gasto son positivas, todos los bienes son normales por lo que consideramos que $\partial f_1/\partial X > 0$. Un incremento en el ingreso laboral de la mujer produce un incremento en su utilidad de reserva ($\partial\mu/\partial y_2 > 0$) y una disminución en la utilidad de reserva del hombre. Un incremento del ingreso laboral del hombre incrementa su poder y disminuye el de la mujer ($\partial\mu/\partial y_1 < 0$). Entonces, un efecto negativo del ingreso laboral de la mujer sólo puede ser debido a que el bien pertenece a la esfera masculina ($\partial f_{1j}/\partial\mu < 0$) , mientras que un efecto negativo del ingreso laboral del hombre sólo es explicable si $\partial f_{1j}/\partial\mu > 0$, es decir el bien pertenece a la esfera femenina. Observamos que el ingreso laboral de la mujer tiene un efecto negativo sobre los gastos en transporte y comunicaciones (esfera masculina) y que el ingreso laboral del hombre tiene efectos negativos sobre el cuidado personal y el entretenimiento en el hogar (esfera femenina). Los efectos de los ingresos laborales sobre el acondicionamiento de la vivienda y la salud no nos permiten identificar sin ambigüedad el signo del efecto de μ. Sin embargo, el efecto del ingreso laboral de la mujer sobre el acondicionamiento de la vivienda es positivo y de magnitud considerable y el efecto del ingreso laboral del hombre es nulo, por lo que cabría esperar que este bien esté en la esfera femenina. De la misma manera, el signo positivo del efecto del ingreso laboral del hombre y el efecto nulo del ingreso laboral de la mujer sobre la salud nos permiten clasificar este bien en la esfera masculina.

En el conjunto de No participación, debemos interpretar los efectos de los ingresos laborales según las ecuaciones (2.13) y (2.14). El único efecto del ingreso laboral del hombre que observamos es un efecto positivo sobre la ropa de mujer. Este efecto es compatible tanto con un efecto positivo y pequeño del poder de la mujer como con un efecto negativo de éste. Los efectos del ingreso laboral potencial de la mujer nos permiten identificar el signo $\partial f_{1j}/\partial\mu$ según la ecuación (2.14). Observamos signos positivos del ingreso laboral potencial de la mujer sobre los transportes y comunicaciones y el entretenimiento fuera del hogar, por lo que clasificamos ambos bienes en la esfera femenina. Por el contrario, la ropa de hombre, la ropa de mujer, la salud y el entretenimiento en el hogar quedan clasificados en la esfera masculina.

CUADRO 4: CLASIFICACIÓN DE BIENES

	CAMBIOS EN LAS ELASTICIDADES	EFECTOS DE ING. LABORAL			
	P=0↦P=1	P=1		P=0	
		y_1	y_2	y_1	y_2
(1) Alimentación	S	-	-	-	-
(2) Acond. Vivienda	S	-	F	-	-
(3) Ttes. y Comun.	S*	-	M	-	F
(4) Ropa Hombre	C	-	-	-	M
(5) Ropa Mujer	C	-	-	F/M	M
(6) Salud	C	M	-	-	M
(7) Cuidado Personal	C	F	-	-	-
(8) Ent. en el Hogar	C	F	-	-	M
(9) Ent. Fuera Hogar	S	-	-	-	F
(10) Vicios	S	-	-	-	-
(11) Consumo Niños	C	-	-	-	-

* los cambios que justifican esta clasificación son muy pequeños

C=complementario, S=sustitutivo, M=masculina, F=femenina

Podemos clasificar en general tres bienes en la esfera femenina (acondicionamiento de la vivienda, cuidado personal y entretenimiento fuera del hogar) y tres en la esfera masculina (ropa de hombre, ropa de mujer y salud). Los transportes y comunicaciones pertenecen a la esfera masculina si la mujer trabaja y a la femenina si la mujer no trabaja. Lo contrario ocurre con el entretenimiento en el hogar.

Problemas de Autoselección

El sistema de curvas de Engel considera dos tipos de problemas de autoselección. En el caso de los bienes del grupo IV, la selección de los hogares con respecto a su participación en el consumo de vicios y de tenencia de hijos. Para todos los bienes, se considera que la mujer elige su participación laboral teniendo en cuenta las pérdidas o ganancias en el consumo de cada bien.

Contrastamos la existencia del primer tipo de autoselección en el consumo de vicios y de bienes relacionados con los niños mediante la significatividad de la correspondiente variable (lambda de Heckman o cociente inverso de Mills). Encontramos que existe sesgo de selección en el consumo de bienes relacionados con los niños y que este sesgo es negativo. Un sesgo negativo en este caso implica que la media del gasto observado en consumo de niños en los hogares que realizan algún gasto en este bien es menor que la media del consumo latente o no observado en todos los hogares. Este efecto es más fuerte si la mujer no trabaja.

No podemos contrastar la falta de aleatoriedad de la participación de la mujer con respecto al consumo de bienes, pero, como ya hemos señalado, podemos contrastar si se cumple una condición necesaria para explicar la relación entre la participación de la mujer y la ganancia en el consumo de un bien: que el término de la diferencia de covarianzas entre los errores del consumo del bien y de la participación laboral de la mujer sea positivo. Encontramos que este término es significativo para los gastos en salud y en cuidados personales, pero su signo es negativo. Por consiguiente, podemos asegurar que la participación laboral de la mujer no está asociada a una ganancia en el consumo de estos bienes, considerando dadas todas variables y características que condicionan la asignación del gasto. Este resultado es coherente con la clasificación de estos bienes como complementarios del ocio de la mujer.

Características del Hogar

En el cuadro 5 del Anexo 2 se presentan las estimaciones de los sistemas de curvas de Engel (??). Vamos a señalar los cambios en los efectos de las características del hogar sobre las curvas de Engel debidos a la participación laboral de la mujer. No vamos a identificar cómo cambian las elasticidades con respecto al gasto total o los efectos de los ingresos laborales con las características del hogar, sino que nos limitamos a comentar los cambios sobre las proporciones al gasto que se deducen de la forma reducida.

Tamaño y Composición del Hogar La proporción al gasto en alimentos crece con el tamaño del hogar si la mujer no trabaja, pero este efecto desaparece cuando la mujer trabaja. Ocurre lo contrario con la proporción al gasto en entretenimiento fuera del hogar que sólo crece con el número de miembros del hogar si la mujer trabaja. Las proporciones de niños de varias edades hacen que disminuya el peso del gasto en cuidado personal y en entretenimiento fuera del hogar cuando la mujer trabaja. Por el contario, cuanto menor es el número de niños y, por tanto, mayor es la proporción que representan los dos adultos en el tamaño del hogar, mayores son las proporciones al gasto en ropa de mujer y en transportes cuando la mujer trabaja.

Edad Observamos que los hogares en los que los agentes tienen mayor edad dedican mayor parte del gasto a la alimentación si la mujer no trabaja, pero esto no se observa si la mujer trabaja. En estos últimos hogares, la edad de los agentes (del hombre) favorece las proporciones al gasto en acondicionamiento de la vivienda y entretenimiento fuera del hogar.

Nivel Educativo Los efectos del nivel educativo de los agentes cambian debido a la participación laboral de la mujer. Esto ocurre para tres bienes: el acondicionamiento de la vivienda, la salud y el entretenimiento en el hogar. Observamos un efecto positivo del nivel educativo universitario de las mujeres que no trabajan sobre la proporción al gasto en acondicionamiento de la vivienda, efecto que desaparece si la mujer trabaja. Sobre la proporción al gasto en salud, los estudios medios de ambos agentes ejercen un efecto positivo pero en distintos tipos de hogares: el efecto de la educación de la mujer se observa si la mujer no trabaja y el efecto de la educación del hombre se observa si la mujer trabaja. Por último, el nivel educativo básico del hombre pasa de tener un efecto positivo sobre el entretenimiento en el hogar si la mujer no trabaja a tener un efecto nulo o negativo si la mujer trabaja.

Tamaño del Municipio El tamaño del municipio tiene efectos diferentes en ambos tipos de hogares sobre las proporciones al gasto en ropa de hombre y en consumo de los niños. Si la mujer trabaja, la proporción al gasto en ropa de hombre es mayor en los municipios urbanos (de más de 50.000 habitantes) que en los rurales, mientras que ocurre lo contrario si la mujer no trabaja. La proporción al gasto en el consumo de los niños es mayor en los municipios urbanos si la mujer trabaja.

Condición Socioeconómica Si el hombre es un obrero o empresario no agrario, el hogar dedica mayor parte del presupuesto al acondicionamiento de la vivienda cuando la mujer no trabaja, pero ocurre lo contrario en hogares de estas características si la mujer trabaja.

Bienes Duraderos Consideramos efectos de los bienes duraderos los de las variables ficticias que nos indican si el régimen de tenencia de la vivienda es la propiedad y si el hogar posee uno o más coches. También incluimos el efecto del número de bienes de equipo (electrodomésticos, ordenadores, vehículos, etc.). La propiedad de vivienda favorece la proporción al gasto en entretenimiento en el hogar y en consumo de niños si la mujer trabaja. El coche ejerce efectos contrarios sobre la proporción al gasto en alimentos según la participación de la mujer; si la mujer trabaja, es mayor esta proporción cuando hay coche, pero si la mujer no trabaja, el peso de los alimentos es menor si hay coche. La proporción al gasto en cuidado personal es menor en los hogares con coche en los que la mujer trabaja. El número de bienes de equipo ejerce el efecto positivo esperado sobre la proporción al gasto en entretenimiento en el hogar (algunos gastos son complementarios, por ejemplo, los discos compactos). A mayor número de bienes de equipo en el hogar, mayor es la proporción al gasto en cuidados personales y menor en ropa de hombre si la mujer no trabaja. Pero los efectos del equipamiento sobre estas dos proporciones cambian de signo si la mujer trabaja.

2.6 CONCLUSIONES

En este capítulo hemos planteado un modelo colectivo que estudia de forma general la asignación del gasto entre diferentes bienes, condicionando por la decisión dicotómica de participación laboral de la mujer. En este contexto, el supuesto de eficiencia en el sentido de Pareto nos permite situar las asignaciones de bienes en la fontera de eficiencia. La asignación del gasto depende de tres tipos de variables o factores: i) el gasto total del hogar que figura en la restricción presupuestaria. ii) las características demográficas, socioeconómicas y geográficas del hogar que condicionan las preferencias, y iii) los ingresos laborales del hombre y de la mujer que, por un lado, afectan a la utilidad de reserva de los agentes en el juego de regateo o la negociación y, por otro, afectan a la restricción presupuestaria.

El modelo teórico nos permite interpretar las diferencias en los efectos de los tres tipos de variables explicativas sobre el vector de consumo según la participación de la mujer en los siguientes términos:

i) Las diferencias en los efectos de las variables explicativas deben reflejar la compensación (positiva o negativa) en el consumo de bienes a cambio de la pérdida de ocio si la mujer participa. Aunque nuestro modelo no considera la producción de bienes en el hogar, algunos resultados son interpretables si consideramos que el ocio de la mujer que no trabaja es un input en el proceso productivo o que es complementario o sustitutivo de los bienes y servicios de consumo.

ii) Los efectos de los ingresos laborales los interpretamos en el contexto de un juego de regateo: el ingreso laboral recibido o potencial aumenta el propio poder de negociación y disminuye el poder del cónyuge. El análisis de los efectos observados de los ingresos laborales en este contexto nos permite identificar en qué sentido actúa el poder de negociación de cada agente sobre la asignación del gasto y, en consecuencia, clasificar los bienes en esferas separadas, la femenina y la masculina, según la terminología de Lundberg y Pollak (1993).

Hemos estimado las curvas de Engel para el vector de consumo de bienes del hogar condicionando por la participación laboral de la mujer, teniendo en cuenta que la participación no es aleatoria con respecto al consumo de bienes. Las principales conclusiones asociadas a i) la interpretación general del efecto compensación, y a ii) la interpretación del efecto de los ingresos laborales sobre el poder de negociación son las siguientes:

i) El tiempo de la mujer que no trabaja se dedica al cuidado de los niños y a la producción de capital humano, constituido por los bienes salud, cuidado personal y entretenimiento en el hogar (esparcimiento y cultura). Las elasticidades con respecto al gasto total de la salud, el cuidado personal, el entretenimiento en el hogar y los bienes relacionados con los niños son mayores si la mujer no trabaja. Esto es debido a que el efecto de un incremento del gasto es mayor si la mujer no trabaja porque la productividad del gasto es mayor al ser la producción intensiva en tiempo, o porque estos bienes son complementarios del ocio de la mujer. Algunos efectos de las características del hogar refuerzan este resultado. Por ejemplo, observamos que la presencia de niños incrementa la frecuencia de compra de bienes de entretenimiento en el hogar y la educación de ambos agentes incrementa la frecuencia de realización de gastos en salud cuando la mujer no trabaja. Por el contrario, los gastos en alimentos, acondicionamiento de la vivienda, entretenimiento fuera del hogar y alcohol y tabaco, aumentan si disminuye el tiempo de ocio de la mujer. Sus elasticidades con respecto al gasto son mayores si la mujer trabaja. El efecto de la propiedad de coche sobre la proporción al gasto en alimentos - positivo si la mujer trabaja y negativo si la mujer no trabaja - también indica que este bien es sustitutivo del ocio de la mujer.

ii) La interpretación de los efectos de los ingresos laborales en términos de poder de negociación o de cambios en las utilidades de reserva de los agentes nos conduce a clasificar como bienes dentro de la esfera femenina a aquellos cuyo volumen de gasto varía en el mismo sentido que el poder de la mujer. Estos bienes son el acondicionamiento de la vivienda, el cuidado personal y el entretenimiento fuera del hogar. De forma análoga, clasificamos dentro de la esfera masculina a la ropa de hombre y la salud. Deducimos que el transporte y el entretenimiento en el hogar pertenecen a una u otra esfera dependiendo de la participación de la mujer, y que la ropa de mujer pertenece a la esfera masculina si la mujer no trabaja.

Bibliografía

[1] Arévalo, R., Cardelús, M.T. y Ruiz-Castillo, J. (1998), "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91", Universidad Carlos III de Madrid

[2] Arévalo, R., Cardelús, M.T. y Ruiz-Castillo, J. (1995), "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. Apéndice 1. La Codificación de los Bienes", Documento de Trabajo 95-08, Serie de Economía 06, Universidad Carlos III de Madrid

[3] Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass, University of Chicago Press, Chicago.

[4] Blundell, R., Chiappori, P.A., Magnac, T. y Meghir, C. (1998), "Collective Labor Supply: Heterogeneity and Nonparticipation", Mimeo, University College of London

[5] Blundell, R. y Meghir, C. (1987), "Bivariate alternatives to the Tobit Model", *Journal of Econometrics, N. 34*, pp. 179-200

[6] Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P.A. y Lechene, V. (1993), "Intra Household Allocation of Consumption: A Model and some Evidence from French Data.", *Annales D'Économie et de Statistique, N. 29,* pp.137-156

[7] Bourguignon, F., Browning, M. y Chiappori (1995), "The Collective Approach to Household Behaviour", Document nº 95-04, DELTA

[8] Browning, M. (1995), "Saving and the Intra-household distrubution of Income: An Empirical Investigation", *Ricerche Economiche, Vol. 48*, pp. 277-292

[9] Browning, M.y Chiappori, P.A. (1998), "Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Test", *Econometrica, Vol 66, N. 6*, pp. 1241-1278

[10] Browning, M. y Meghir, C. (1991), "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", *Econometrica, Vol 59, N. 4*, pp. 925-951

[11] Chiappori, P.A., (1988), "Rational Household Labor Supply", *Econometrica, Vol. 56, N.1*, pp. 63-90

[12] Chuiri, M.C. (1999), "Intra-Household Allocation of Time and Resources: Empirical Evidence on a Sample of Italian Households with Young Children", Working Paper nº 15, CSEF, Università degli Studi di Salerno

[13] Davidson, R. y Mackinnon, J. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.

[14] Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, New York.

[15] Deaton, A., Ruiz-Castillo, J., y Thomas, D. (1989), "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence", *Journal of Political Economy, Vol. 97, N. 1*, pp. 179-200

[16] Delgado, M. y Miles, D. (1996), "Household Characteristics and Consumption Behaviour: A Nonparametric Approach", *Empirical Economics, Vol. 22, N.3*, pp. 409-429

[17] Donni, O. (2000), "Collective Household Labor Supply: Extensions", Mimeo, DELTA

[18] Fortin, B. y Lacroix, G. (1997), "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply", *The Economic Journal, Vol. 107*, pp. 933-955

[19] Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, New York

[20] Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica, Vol. 47, N.1*, pp. 153-161

[21] Jones, A. (1989), "A Double-Hurdle Model of Cigarette Consumption", *Journal of Applied Economerics, Vol. 4*, pp. 23-39

[22] Lee, L.F., (1978), "Unionism and Wages Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review, Vol. 19, N. 2*, pp. 415-433

[23] Lee, L.F., Maddala, G.S. y Trost, R.P. (1979), "Testing for Structural Change by D-Methods in Switching Simultaneous Equation Models", *Proceedings of the Americal Statistical Association (Business and Economics Section)*, pp. 461-466

[24] Lundberg, S.J. y Pollak, R.A. (1993), "Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market", *Journal of Political Economy, Vol. 101, N.6*, pp. 988-1010

[25] Lundberg, S.J., Pollak, R.A. y Wales, T.J. (1996), "Do Husbands and Wives Pool Their Resources?.Evidence from the United Kingdom Child Benefit", *The Journal of Human Resources, Vol. 23, N. 3*, pp. 463-480

[26] Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, NewYork: Cambridge University Press

[27] Martínez-Granado. M. (1995), "An Empirical Model of Married Women Labour Supply for Spain", Mimeo, University College of London

[28] Meghir, C. y Robin, J.M. (1992), "Frecuency of Purchase and the Estimation of Demand Systems", *Journal of Econometrics, Vol 53*, pp. 53-85

[29] Murphy, K.M. y Topel, R.H. (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 3*, pp. 370-379

[30] Peña, D. y Ruiz-Castillo, J. (1998), "Estimating Food and Drinks Household Expenditures in the Presence of Bulk Purchases", *Journal of Business and Economic Statistics, Vol 16, N. 3*, pp.292-303

[31] Phipps, S. A., y Burton, P. S. (1998), "What's Mine is Yours?: The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure", *Economica, Vol. 65*, pp. 599-613

[32] Pudney, S. (1987), "On the Estimation of Engel Curves" in Conference on Measurement and Modelling in Economics, Nuffield College.

[33] Samuelson, P. (1956), "Community Indifference Curves", *Quarterly Journal of Economics, Vol. 70*, pp. 1-22.

[34] Sanchis-Llopis, J.A. (1999), "Infrecuency of Purchase: a Model for Clothing Consumption with Panel Data", Working Paper 99/08, Universidad de Valencia

[35] Sanz, B. (1995), "La Articulación Micro-Macro en el Sector Hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional", *La Desigualdad de Recursos (II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza)*, Fundación Argentaria

[36] Schultz, T. P. (1990), "Testing the Neoclasical Model of Family Labor Supply and Fertility", *Journal of Human Resources, Vol. 25, N. 4,* pp. 599-634.

[37] Thomas, D. (1993), "The Distribution of Income and Expenditure within the Household", *Annales D'Économie et De Statistique, N. 29*, pp. 109-135

[38] Willis, R.J. y Rosen, S., (1979), "Education and Self-Selection", *Journal of Political Economy, Vol. 87, N. 5, Part 2*, pp. 507-536

ANEXO 1

CUADRO 1. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES DE AGRUPACIONES DEL GASTO CORRIENTE

VARIABLE	DESCRIPCIÓN	Correspondencia con las variables de la EPF
ALIMENTACIÓN	Alimentación en el hogar + Alimentación en el lugar de trabajo	GI-R23-R24=R1+..+R22+RESTO1 GASTO en CLEX=(8058,8059,8060)
ALCOHOL Y TABACO	Bebidas alcohólicas + tabaco	R23+R24
ROPA DE HOMBRE	Ropa y calzado de hombre	R25+R29
ROPA DE MUJER	Ropa y calzado de mujer	R26+R30
ACONDICIONAMIENTO DE LA VIVIENDA	Calefacción, alumbrado, agua + Textiles del hogar + Pequeños electrodomésticos (no incluidos en el fichero de EQUIPAMIENTO)+ Menaje + artículos de limpieza y otros no duraderos + servicio doméstico	R34+RESTO3+ R37+ GASTO en CLEX=(4049,4057,4058,4059,4060,4061,4064,4065, 4068,4069,4070,4071,4072, 8030)+ + R39+R40+R41+RESTO4
SALUD	Medicina + farmacia	R42+R43+RESTO5
CUIDADO PERSONAL	Artículos de uso personal	R55
TTES. Y COMUNICACIÓNES	Transporte público urbano, interurbano, correos y comunicaciones + Accesorios del automóvil, reparaciones del automóvil y carburantes	R45+R46+R47+RESTO6+ GASTO en CLEX=(6006,6007,6008,6009,6010,6011,6012,6013, 6014,6015,6016,6017,6018,6019,6020,6021,6022,6023,6024,6025, 6026,6027,6028,6029)
ENTRETENIMIENTO EN EL HOGAR	artículos no duraderos de esparcimiento y cultura (no incluye juguetes, e incluye aquellos artículos duraderos que no están en el fichero de EQUIPAMIENTO)	GASTO en CLEX=(7002,7003,7008,7009,7010,7011,7013,7014,7015 7017,7018,7020,7021,7022,7023,7024,7025,7026,7027,7028,7029, 7030,7031,7037,7038,7039,7040,7041,7042,7043,7044,7045,7046 7058,7059,7060,7061,7062,7063,7064,7065,7066,7067,7068,7069)
ENTRETENIMIENTO FUERA DEL HOGAR	espectáculos, gastos en bares y restaurantes y en turismo (no incluye los gastos en comedores del lugar de trabajo, ni los escolares)	GASTO en CLEX=(7047,7048,7049,7050,7051,7052,7053,7054, 7055,7056,7057 8040,8041,8045,8046,8047,8048,8049,8050,8051,8052,8053,8054, 8055,8056,8057,8061,8062,8065,8066)
CONSUMO DE NIÑOS	Ropa y calzado de niños + artículos del bebé + Educación básica y secundaria + transporte escolar + juguetes + Otras enseñanzas + educación especial + preescolar + comedor escolar + guardería.	R27+R31+GASTO en CLEX=(8033,8034)+ R51+R52+GASTO en CLEX=(6033, 7032,7033,7034,7035,7036, 7110,7111,7112,7128,7129,7130,7131,7132, 7141,7142,7143,7144,7145,7146,7147,8042,8063,8072)
OTROS GASTOS	Complementos de ropa y calzado, papelería y educación de Adultos (universitaria)	R28+R32+RESTO2+R53 GASTO en CLEX=(7122,7123,7124,7125,7126,7127,7133,7134,7135,7136,7137,7138,7139,7140, 7148, 8024,8025,8026,8027,8028,8029,8031,8032,8035,8036,8037, 8038,8039,8043,8044,8064)

CUADRO 2. MODELO DE DECISIÓN DE PARTICIPACIÓN DE LA MUJER EN EL MERCADO DE TRABAJO Y ECUACIÓN DE SALARIOS

PROBIT DE PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER			ECUACIÓN DE SALARIOS		
Variable	Estimador	t-value	Variable	Estimador	t-value
Constante	-.9851	-2.26	Constante	11.063	26.89
Edad mujer	.10501	3.63	Edad mujer	.099492	5.6
Edad mujer 2	-.00141	-3.83	Edad mujer 2	-.001081	-4.96
Edad hombre	-.05668	-1.91	EGB mujer	.18275	.71
Edad hombre 2	.00048	1.32	Medios mujer	.85124	3.27
EGB mujer	-.16224	-.54	Universidad mujer	.6293	2.42
Medios mujer	-.12199	-.38	Edad*EGB mujer	.0052695	.70
Universidad mujer	-.07541	-.18	Edad*Medios mujer	-.0068347	-.91
EGB hombre	.87921	2.87	Edad*Universidad mujer	.011795	1.63
Medios hombre	.57333	1.86	Lambda Heckman	-.011043	-.84
Universidad hombre	1.00828	2.61	R2	.279	
Edad*EGB mujer	.01074	1.22	F(k,n-k-1)	72	
Edad*Medios mujer	.02157	2.27	Rho	-.1516	
Edad*Universidad mujer	.04114	3.51	Sigma2	.53019	
Edad*EGB hombre	-.02582	-2.87			
Edad*Medios hombre	-.01531	-1.71			
Edad*Universidad hombre	-.02669	-2.43			
N1	-.34872	-8.58			
N2	-.15254	-5			
N3	-.08057	-2.86			
N4	-.0615	-1.15			
Chi-2 (20)	932.7				
-2 Log Likelihood	6227				
Pseudo R2	.15				

CUADRO 3. MODELO PROBIT DE DECISIÓN DE COMPRA SI LA MUJER TRABAJA

	ALCOHOL Y TABA		ROPA HOMBRE		ROPA MUJER		SALUD		CUIDADO PERS.		ENTRET. HOGAR		ENTRET. FUERA		CONSUMO NIÑOS		OTROS GASTOS	
	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor
Constante	-3,5480	-2,07	-8,9020	-7,12	-7,8770	-5,99	-6,4553	-4,65	-7,0244	-5,62	-7,1906	-4,89	-12,690	-5,08	-10,617	-6,31	-10,1313	-7,41
ln(gasto)	0,4455	4,47	0,6785	9,12	0,7794	9,86	0,5124	6,27	0,6169	8,3	0,5662	6,39	1,1328	7,28	0,7081	7,07	0,7351	8,92
Nº miembros	0,0999	1,37	0,0784	1,52	0,0646	1,21	0,0119	0,2	0,1222	2,37	0,1480	2,39	0,1203	1,15	0,1697	2,19	0,2697	4,5
Edad hombre	-0,0151	-0,3	-0,0188	-0,49	-0,0894	-2,2	-0,0299	-0,69	-0,0485	-1,27	0,0176	0,41	-0,0432	-0,59	-0,0240	-0,5	0,0039	0,1
(edad hombre)2	-0,0000	-0,07	0,0001	0,16	0,0009	1,89	0,0005	0,96	0,0007	1,39	-0,0003	-0,63	0,0000	0,05	0,0002	0,34	-0,0001	-0,12
D1	0,2833	1,6	-0,0657	-0,53	-0,0498	-0,38	1,0359	7,15	0,1852	1,49	0,0898	0,59	0,0752	0,28	2,2306	13,61	0,1063	0,78
D2	0,1244	0,71	0,2209	1,78	0,0331	0,25	0,3930	2,88	0,1779	1,44	-0,0345	-0,23	0,1185	0,47	2,4633	13,96	0,1394	1,02
D3	0,1831	0,98	0,1768	1,31	0,1339	0,93	0,5194	3,44	0,2515	1,86	0,1228	0,74	0,6671	2,31	2,3406	12,25	0,3048	2
D4	0,2067	0,54	0,2254	0,81	0,0536	0,19	0,2389	0,82	0,5917	2	-0,1747	-0,58	-0,1062	-0,24	1,6693	5,14	0,7622	2,13
Da1	0,2490	0,95	0,1329	0,85	-0,3038	-1,87	-0,0049	-0,03	-0,1066	-0,7	0,0886	0,5	0,0747	0,23	-0,5728	-2,88	0,0563	0,35
Medios hombre	-0,2574	-2,17	0,0909	1,09	-0,0289	-0,33	0,1356	1,44	-0,0679	-0,82	0,2179	2,15	-0,0499	-0,28	-0,1105	-0,94	0,1198	1,29
Univer. Hombre	-0,2217	-1,41	-0,0029	-0,03	-0,1297	-1,1	0,1812	1,41	0,1515	1,34	0,3941	2,72	-0,1885	-0,77	-0,1358	-0,86	-0,0050	-0,04
Medios mujer	-0,0168	-0,09	0,0320	0,24	-0,2775	-1,94	0,0634	0,42	-0,0984	-0,73	-0,1950	-1,24	0,3713	1,35	-0,0878	-0,48	0,2533	1,72
Univer, Mujer	-0,1426	-0,41	0,3618	1,43	-0,1860	-0,69	-0,0628	-0,23	-0,4122	-1,65	-0,1765	-0,6	1,0822	2,04	0,0468	0,14	0,0697	0,26
Urbano	0,2793	3,06	0,0654	0,99	0,0376	0,55	-0,1215	-1,64	-0,0423	-0,64	0,1987	2,54	0,0817	0,61	0,1417	1,55	-0,0060	-0,08
Ejecutivo	-0,1625	-0,95	0,0892	0,75	0,1775	1,44	0,1904	1,41	0,2215	1,86	-0,2920	-1,84	-0,2435	-0,88	0,0750	0,44	-0,1528	-1,1
Obrero	-0,0875	-0,61	-0,0285	-0,29	0,1152	1,13	0,1659	1,53	0,1635	1,65	-0,0437	-0,36	-0,1214	-0,59	0,0811	0,59	-0,1332	-1,17
Empresa	-0,2687	-1,62	-0,0035	-0,03	-0,0496	-0,4	0,0729	0,56	0,1196	1	-0,1819	-1,28	-0,2202	-0,93	0,1079	0,65	-0,1750	-1,29
Vivienda	-0,1652	-1,59	0,0946	1,35	0,0801	1,09	0,0748	0,95	-0,0588	-0,83	-0,0461	-0,54	0,0946	0,65	0,1307	1,36	-0,1179	-1,5
Coche	-0,6598	-3,14	-0,1465	-1,27	0,1530	1,33	-0,0234	-0,19	-0,0963	-0,84	-0,0599	-0,46	-0,4907	-2,11	-0,3159	-2,05	-0,0545	-0,45
Nº bienes equipo	0,0050	0,33	-0,0247	-2,26	-0,0187	-1,63	0,0200	1,59	-0,0072	-0,65	0,0433	3,04	0,0151	0,62	0,0126	0,78	0,0229	1,8
Invierno	0,0635	0,61	0,0252	0,34	0,0385	0,5	-0,0393	-0,48	0,0359	0,49	0,0456	0,51	-0,1352	-0,9	0,1835	1,77	0,0942	1,14
Verano	0,0303	0,29	-0,1749	-2,34	-0,0892	-1,14	-0,0419	-0,49	-0,1214	-1,62	0,0477	0,52	-0,1202	-0,77	0,2264	2,09	-0,0736	-0,89
Lambda part.	-0,1069	-0,25	0,6887	2,21	-0,0861	-0,27	-0,0120	-0,03	-0,3226	-1,05	-0,4952	-1,41	0,8240	1,35	0,2610	0,64	-0,0684	-0,21
Likelihood Ratio	72.05		114.80		153.12		170.67		112.56		208.18		110.27		892.19		197.448	
-2Log Likelihood	1061.53		2350.49		2096.06		1762.60		2338.99		1498.07		460.35		1069.39		1830.41	

D1=niños 0-3 años, D2=4-8 años, D3=9-14 años, D4=15-16 años

CUADRO 4. MODELO PROBIT DE DECISIÓN DE COMPRA SI LA MUJER NO TRABAJA

	ALCOHOL Y TABA		ROPA HOMBRE		ROPA MUJER		SALUD		CUIDADO PERS.		ENTRET. HOGAR		ENTRET. FUERA		CONSUMO NIÑOS		OTROS GASTOS	
	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor	Coef.	t-valor
Constante	-7.1525	-6,5	-9.5137	-11,39	-9.4923	-11,19	-6.3877	-7,08	-9.5265	-11,44	-10.8339	-11,52	-10.5610	-7,44	-10.7112	-9,84	-10.2332	-11,57
Ln(gasto)	0,6529	9,38	0,7501	14,19	0,7746	14,42	0,5422	9,71	0,6280	12,12	0,6925	11,96	0,8446	9,24	0,6656	9,81	0,7277	13,12
Nº miembros	0,1961	4,12	0,1162	3,42	0,0948	2,75	0,0707	1,89	0,1835	5,33	0,0727	1,95	0,2054	3,34	0,2592	5,33	0,2359	6,45
Edad hombre	-0,0078	-0,29	-0,0081	-0,38	-0,0007	-0,03	-0,0144	-0,62	0,0340	1,57	0,0399	1,65	0,0509	1,57	-0,0124	-0,46	-0,0045	-0,2
(edad hombre)2	-0,0000	-0,11	0,0001	0,49	-0,0000	-0,17	0,0001	0,26	-0,0003	-1,33	-0,0005	-1,63	-0,0008	-2,16	0,0002	0,75	0,0000	0,15
D1	0,0552	0,35	0,1402	1,21	0,0384	0,32	0,5301	4,2	0,0477	0,42	0,2887	2,23	-0,0521	-0,26	2.1885	14,62	0,1123	0,94
D2	-0,0112	-0,08	0,0229	0,21	0,0089	0,08	0,2338	2,06	0,0819	0,77	0,2593	2,18	-0,0743	-0,41	2.3223	16,69	0,1807	1,63
D3	0,0496	0,36	0,0087	0,08	0,0563	0,53	0,2279	2,08	0,0900	0,88	0,2595	2,28	0,2100	1,18	2.1852	16,24	0,3545	3,29
D4	-0,2984	-1,69	0,1235	0,79	-0,3223	-2,13	0,0396	0,25	0,2171	1,39	0,4303	2,39	0,7901	1,94	1.6702	9,39	0,2714	1,68
Da1	0,0868	0,51	0,0455	0,39	0,1373	1,16	0,0891	0,68	0,2734	2,38	0,0478	0,38	0,2635	1,24	-0,1339	-0,95	-0,0899	-0,77
Medios hombre	-0,1185	-1,38	-0,0970	-1,54	-0,0735	-1,15	0,1597	2,22	0,1578	2,52	0,1513	2,09	-0,0100	-0,09	-0.1257	-1,5	-0,0066	-0,1
Univers, Hombre	-0,0913	-0,67	-0,3613	-3,59	-0,1397	-1,35	0,3356	2,74	0,2163	2,08	0,4603	3,4	0,1330	0,62	-0,0153	-0,11	-0,2171	-1,95
Medios mujer	-0,0035	-0,02	-0,2928	-2,74	-0,0464	-0,42	0,2300	1,85	-0,1174	-1,1	0,0811	0,65	0,1699	0,85	-0,1451	-1,03	0,0833	0,73
Univers, Mujer	-0,6079	-1,75	-0,6557	-2,5	0,2298	0,84	0,9361	2,95	-0,0872	-0,33	-0,2587	-0,85	0,1317	0,27	-0,2426	-0,71	0,2451	0,86
Urbano	0,1750	2,93	-0,0114	-0,26	0,0458	1,02	-0,0124	-0,26	0,0500	1,14	0,2563	5,3	0,0639	0,82	0,1274	2,14	-0,0351	-0,75
Ejecutivo	-0,1854	-1,37	0,1185	1,15	0,0395	0,37	0,0289	0,24	-0,1444	-1,37	0,0062	0,05	-0,1839	-0,91	-0,0662	-0,46	0,3509	3
Obrero	0,0413	0,49	0,0068	0,11	-0,0732	-1,13	0,1374	2,02	0,0142	0,22	0,2206	3,23	-0,0021	-0,02	-0,0020	-0,02	0,1137	1,73
Empresa	-0,2618	-2,69	-0,1161	-1,51	-0,1279	-1,63	0,0751	0,9	-0,0601	-0,78	0,0291	0,35	-0,0236	-0,18	-0,0027	-0,03	0,0867	1,08
Vivienda	-0,1240	-1,75	0,0205	0,41	0,0213	0,42	0,0189	0,34	0,0218	0,43	-0,0621	-1,12	-0,0636	-0,71	-0,0245	-0,36	-0,0543	-1,03
Coche	-0,1275	-1,51	-0,0964	-1,55	-0,0900	-1,43	0,0141	0,21	0,0306	0,5	0,0558	0,86	-0,1076	-1,07	-0,1160	-1,44	-0,1592	-2,48
Nº bienes equipo	-0,0352	-3,03	-0,0209	-2,39	-0,0142	-1,59	0,0333	3,33	0,0007	0,08	0,0661	6,26	0,0153	0,89	0,0386	3,04	0,0510	5,17
Invierno	0,0282	0,4	-0,0322	-0,61	0,0638	1,19	-0,0370	-0,64	-0,0207	-0,4	-0,0505	-0,88	0,0237	0,25	-0,0113	-0,17	-0,0193	-0,35
Verano	-0,0131	-0,19	-0,0792	-1,54	0,0216	0,41	-0,0323	-0,57	-0,0969	-1,9	0,0169	0,3	-0,1607	-1,84	0,3547	4,83	0,0275	0,51
Phi/(1-PHI) (P=0)	0,3969	0,95	0,4821	1,53	-0,2676	-0,83	-1.0138	-2,78	0,1813	0,57	0,5909	1,65	-0,2318	-0,42	0,1809	0,44	0,0972	0,29
Likelihood Ratio	184.98		245.02		252.599		299.90		267.41		630.12		199.45		1564.80		447.14	
-2Log Likelihood	2345.26		4694.77		4522.52		3743.65		4749.98		3756.41		1316.33		2374.23		4168.06	

CUADRO 5. PARÁMETROS ESTIMADOS

Variable	ALIMENTACIÓN		ROPA DE HOMBRE		ROPA DE MUJER	
	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$
$\ln(X/n)$	-.13223 (-17.4)	.015 (.86)	.03436 (14.9)	-.027 (-5.14)	.02455 (8.87)	-.003 (-.43)
Ingreso lab. hombre	.00365 (.56)	-.017 (-.94)	-.00199 (-1.03)	.008 (1.48)	.00482 (2.03)	-.001 (-.10)
Ingreso lab. mujer	-.00939 (-1.15)	.009 (.45)	-.0048 (-1.95)	.008 (1.40)	-.0654 (-2.2)	.013 (1.82)
$\ln(n)$	.19726 (2.88)	-.560 (-2.67)	-.0063 (-.31)	-.031 (-.49)	-.00032 (-.01)	-.045 (-.63)
n1/n	-.33949 (-3.06)	.562 (1.42)	.0081 (.24)	-.020 (-.17)	-.0243 (-.60)	.215 (1.49)
n2/n	-.37343 (-3.2)	.603 (1.43)	.02936 (.83)	-.032 (-.25)	.0049 (.12)	.209 (1.36)
n3/n	-.40115 (-3.35)	.685 (1.57)	.01137 (.31)	.016 (.12)	-.0068 (-.15)	.234 (1.48)
n4/n	-.46023 (-3.85)	.708 (1.61)	.00437 (.12)	.057 (.43)	.00557 (.13)	.263 (1.63)
na1/n	.00733 (0.12)	-.452 (-1.59)	.01525 (.87)	.008 (.09)	.0021 (.09)	.247 (2.37)
na2/n	.00736 (0.19)	-.396 (-1.45)	.00693 (.59)	.011 (.14)	.01228 (.87)	.222 (2.22)
edad hombre	.01114 (3.26)	-.026 (-2.67)	.00017 (.17)	-.003 (-1.15)	-.0032 (-2.5)	.001 (.35)
edad hombre^2	-.00009 (-2.5)	.00 (2.49)	-.59e-6 (-.14)	.00 (1.01)	.00003 (2.3)	-.00 (-.12)
EGB hombre	-.00404 (-.33)	-.007 (-.18)	.00259 (.70)	-.002 (-.21)	.00505 (1.13)	.00 (.03)
Medios hombre	-.01313 (-1.02)	-.025 (-.66)	.00420 (1.08)	-.004(-.34)	.0086 (1.83)	-.009 (-.64)
Univers. hombre	-.05293 (-3.0)	.031 (.72)	.00537 (1.0)	-.007 (-.59)	.0038 (.59)	-.006 (-.37)
EGB mujer	.01182 (.63)	-.081 (-1.15)	.00491 (.86)	-.007(-.34)	-.0028 (-.41)	.024 (.93)
Medios mujer	-.0392 (-1.04)	.024 (.21)	-.00474 (-.41)	.019 (.57)	.0053 (.38)	.027 (.65)
Univers. mijer	-.09944 (-.98)	.056 (.26)	.00422 (.14)	.023 (.36)	.0071 (.19)	.062 (.80)
Urbano	.01208 (1.76)	-.029 (-1.56)	-.00631 (-3.03)	.012 (2.06)	-.0019 (-.75)	-.006 (-.85)
Ejecutivo	-.01658 (-1.1)	.023 (.73)	.00231 (.50)	.008 (.80)	.0062 (1.12)	-.018 (-1.55)
Obrero	-.02508 (-2.7)	.052 (2.01)	-.00017 (-.06)	.005 (.63)	-.0021 (-.60)	.004 (.45)
Empresario	-.05054 (-4.4)	.114 (3.42)	-.00171 (-.49)	.007(.70)	-.0018 (-.43)	-.008 (-.70)
Vivienda pro.	.00601 (.78)	-.014 (-.73)	-.00003 (-.01)	-.001 (-.10)	.0072 (2.6)	-.009 (-1.30)
Coche	-.04601 (-4.8)	.071 (2.3)	-.00692 (-2.37)	-.001 (-.09)	-.0096 (-2.7)	.020 (1.81)
Num. bienes equipo	-.00198 (-1.5)	-.003 (-.83)	-.00158 (-4.01)	.002 (2.14)	-.00065 (-1.4)	.001 (.71)
Constante	1.8874 (11.2)	1.17 (2.36)	-.29809 (-5.8)	.153 (1.02)	-.1623 (-2.6)	-.492 (-2.72)
$E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon)$	.01083 (.06)		.0475 (.92)		.0632 (1.01)	
χ^2 (16) región	50.55*	22.78	84.37*	29.75*	37.59*	27.03*

CUADRO 5. (continúa)

Variable	CASA LIMPIA		SALUD		CUIDADOS PERSONALES	
	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$	$\beta_2(t)$	$\beta_1 - \beta_2(t)$
$\ln(X/n)$	-.0437 (-10.5)	.040 (4.12)	.00815 (2.9)	-.014 (-2.12)	.0071 (5.9)	-.005 (-1.94)
Ingreso lab. hombre	.0037 (1.03)	-.002 (-.21)	-.0036 (-1.5)	.013 (2.02)	.0013 (1.3)	-.006 (-2.01)
Ingreso lab. mujer	.00024 (.05)	.023 (2.15)	-.0057 (-1.88)	.006 (.87)	-.0018 (-1.4)	.004 (1.39)
$\ln(n)$	-.0368 (-.97)	.093 (.81)	-.0834 (-3.3)	.088 (1.14)	.0011 (.10)	-.007 (-.21)
n1/n	-.0779 (-1.27)	.204 (.94)	.1604 (3.9)	.067 (.46)	.0037 (.21)	-.137 (-2.18)
n2/n	-.0596 (-.93)	.092 (.39)	.1347 (3.1)	-.019 (-.12)	.01702 (.92)	-.167 (-2.5)
n3/n	-.0467 (-.71)	-.037 (-.15)	.1449 (3.3)	-.035 (-.22)	.0129 (.68)	-.165 (-2.39)
n4/n	-.0458 (-.69)	-.097 (-.40)	.1295 (2.9)	-.018 (-.11)	.0166 (.87)	-.159 (-2.27)
na1/n	-.0769 (-2.4)	.175 (1.12)	.0254 (1.2)	.101 (.96)	.0259 (2.8)	-.192 (-4.25)
na2/n	-.01746 (-.82)	.040 (.27)	.0151 (1.06)	.132 (1.32)	.0193 (3.2)	-.176 (-4.01)
edad hombre	-.0029 (-1.57)	.011 (2.02)	-.00142 (-1.1)	.00 (.03)	-.0002 (-.32)	.001 (.71)
edad hombre^2	.00003 (1.5)	-.00 (-1.54)	5.7e-6 (.42)	.00 (.75)	1.8e-6 (.30)	-.00 (-.53)
EGB hombre	-.0027 (-.39)	.018 (.83)	-.0087 (-1.93)	.026 (1.8)	.0019 (.99)	-.003 (-.53)
Medios hombre	-.0042 (-.59)	.021 (1.04)	-.0041 (-.86)	.029 (2.13)	.0029 (1.44)	-.002 (-.33)
Univers. hombre	.0029 (.30)	.031 (1.32)	.0109 (1.7)	.002 (.13)	.0068 (2.44)	-.002 (-.24)
EGB mujer	.0042 (.40)	-.024 (-.61)	-.0006 (-.09)	.015 (.59)	.0033 (1.13)	-.009 (-.79)
Medios mujer	.0104 (.50)	-.041 (-.65)	.0499 (3.5)	-.089 (-2.1)	.0122 (2.03)	-.031 (-1.72)
Univers. mijer	.1472 (2.63)	-.228 (-1.95)	.0558 (1.49)	-.094 (-1.21)	.0167 (1.04)	-.045 (-1.34)
Urbano	-.0091 (-2.42)	.009 (.85)	-.0031 (-1.2)	-.003 (-.45)	.0009 (.88)	.002 (.63)
Ejecutivo	.0134 (1.6)	-.032 (-1.85)	.0017 (.30)	.00 (.02)	.0008 (.31)	-.002 (-.45)
Obrero	.0148 (2.8)	-.044 (-3.03)	-.00004 (-.01)	.009 (.98)	-.0011 (-.75)	-.001 (-.22)
Empresario	.0202 (3.3)	-.044 (-2.41)	.0030 (.72)	.010 (.85)	-.0003 (-.19)	-.00 (-.05)
Vivienda pro.	.01002 (2.4)	-.008 (-.78)	-.00067 (-.24)	.001 (.18)	.0024 (2.01)	-.004 (-1.31)
Coche	-.0050 (-.95)	-.012 (-.69)	-.00063 (-.18)	-.007 (-.63)	.0007 (.46)	-.013 (-2.65)
Num. bienes equipo	.00088 (1.24)	.003 (1.75)	.0008 (1.7)	-.00 (-.24)	.0008 (3.97)	-.002 (-3.84)
Constante	.7459 (8.07)	-1.18 (-4.33)	.1831 (2.96)	-.328 (-1.8)	-.0828 (-3.1)	.318 (4.05)
$E(v_{2j}\varepsilon) - E(v_{1j}\varepsilon)$	-.0452 (-.48)		-.1478 (-2.35)		-.0578 (-2.13)	
χ^2 (16) región	35.03*	17.3	14.44	13.58	12.42	22.09

CUADRO 5. (continúa)

Variable	TTES. Y COMUNICACIONES $\beta_2(t)$	$\beta_1-\beta_2(t)$	OCIO EN EL HOGAR $\beta_2(t)$	$\beta_1-\beta_2(t)$	OCIO FUERA DEL HOGAR $\beta_2(t)$	$\beta_1-\beta_2(t)$
$\ln(X/n)$	-.0022 (-.40)	.001 (.05)	.0131 (5.4)	-.005 (-.91)	.0565 (8.7)	.006 (.41)
Ingreso lab. hombre	-.0081 (-1.7)	.019 (1.46)	-.0006 (-.29)	-.008 (-1.44)	-.00015 (-.02)	.007 (.49)
Ingreso lab. mujer	.01318 (2.24)	-.038 (-2.71)	-.0051 (-1.94)	.011 (1.84)	.01395 (2.0)	-.025 (-1.53)
$\ln(n)$	.0031 (.06)	.067 (.45)	-.0203 (-.93)	.018 (.26)	-.0356 (-1.12)	.414 (2.31)
n1/n	-.0937 (-1.2)	.258 (.91)	.0774 (2.18)	-.143 (-1.14)	.0952 (1.0)	-1.05 (-3.12)
n2/n	-.0979 (-1.2)	.295 (.97)	.0554 (1.48)	-.083 (-.61)	.0964 (.97)	-.945 (-2.63)
n3/n	-.0840 (-.97)	.273 (.87)	.0466 (1.22)	-.061 (-.44)	.1063 (1.04)	-.960 (-2.59)
n4/n	-.1018 (-1.2)	.347 (1.1)	.0540 (1.41)	-.024 (-.17)	.1813 (1.78)	-1.10 (-2.93)
na1/n	-.0965 (-2.3)	.592 (2.90)	.0124 (.66)	-.035 (-.39)	.0086 (.17)	-.237 (-.98)
na2/n	-.0196 (-.71)	.442 (2.27)	.0056 (.45)	-.010 (-.11)	-.0301 (-.92)	-.222 (-.95)
edad hombre	-.0025 (-1.0)	.002 (.24)	.0014 (1.26)	-.004 (-1.40)	-.0020 (-.68)	.016 (1.96)
edad hombre^2	.00001 (.5)	-.00 (-.03)	-.00001 (-1.0)	.00 (.85)	.00002 (.61)	-.0002 (-2.3)
EGB hombre	.0106 (1.2)	-.035 (-1.25)	.0084 (2.14)	-.025 (-1.96)	-.0111 (-1.06)	.052 (1.54)
Medios hombre	.0165 (1.78)	-.030 (-1.11)	.0056 (1.37)	-.015 (-1.23)	-.0097 (-.88)	.049 (1.51)
Univers. hombre	.0027 (.21)	-.002 (-.08)	.0042 (.75)	.004 (.28)	.0139 (.92)	-.007 (-.19)
EGB mujer	-.0187 (-1.4)	.083 (1.62)	-.0035 (-.59)	.015 (.65)	-.0040 (-.25)	-.021 (-.35)
Medios mujer	-.0040 (-.15)	.064 (.78)	-.0061 (-.50)	.018 (.48)	.0167 (.52)	-.107 (-1.09)
Univers. mujer	-.0031 (-.04)	.089 (.58)	.0408 (1.26)	-.059 (-.87)	-.0439 (-.51)	-.036 (-.20)
Urbano	.0035 (.70)	-.006 (-.45)	.0019 (.85)	-.001 (-.13)	-.0057 (-.98)	.027 (1.67)
Ejecutivo	-.0113 (-1.04)	.024 (1.06)	.0100 (2.06)	-.014 (-1.38)	-.0060 (-.46)	-.011 (-.40)
Obrero	.0039 (.58)	-.020 (-1.05)	.0014 (.46)	-.002 (-.29)	.0115 (1.44)	-.020 (-.89)
Empresario	.0094 (1.14)	-.043 (-1.82)	.0001 (.04)	-.001 (-.13)	.0318 (3.24)	-.052 (-1.85)
Vivienda pro.	.0020 (.37)	-.004 (-.32)	-.0054 (-2.23)	.012 (1.96)	.0012 (.19)	-.019 (-1.13)
Coche	.0891 (12.9)	-.033 (-1.51)	-.0037 (-1.2)	.006 (.60)	-.0033 (-.41)	-.043 (-1.62)
Num. bienes equipo	.00005 (.05)	.001 (.48)	.0015 (3.6)	-.001 (-.57)	-.0007 (-.67)	-.002 (-.63)
Constante	.1285 (1.07)	-.351 (-.99)	-.1223 (-2.28)	.182 (1.15)	-.7263 (-5.06)	.109 (.26)
$E(v_{2j}\varepsilon)-E(v_{1j}\varepsilon)$	.0174 (.14)		.01413 (.26)		-.0056 (-.04)	
χ^2 (16) región	15.37	13.34	11.18	18.04	38.19*	25.18

CUADRO 5. (continúa)

Variable	ALCOHOL Y TABACO $\beta_2(t)$	ALCOHOL Y TABACO $\beta_1-\beta_2(t)$	CONSUMO DE NIÑOS $\beta_2(t)$	CONSUMO DE NIÑOS $\beta_1-\beta_2(t)$
$\ln(X/n)$	-.0180 (-3.4)	.015 (1.42)	.0049 (.83)	-.010 (-.76)
Ingreso lab. hombre	-.0005 (-.25)	-.003 (-.56)	-.0027 (-.72)	.004 (.38)
Ingreso lab. mujer	.0015 (.59)	-.005 (-.88)	.0023 (.47)	-.00 (-.03)
$\ln(n)$	-.0014 (-.06)	.076 (1.14)	-.0496 (-.99)	.188 (1.14)
n1/n	-.0501 (-1.4)	-.011 (-.09)	.1583 (1.57)	-.227 (-.68)
n2/n	-.0497 (-1.3)	-.009 (-.07)	.1832 (1.80)	-.257 (-.75)
n3/n	-.0458 (-1.2)	-.019 (-.14)	.1935 (1.90)	-.276 (-.80)
n4/n	-.0325 (-.86)	-.063 (-.45)	.1766 (1.75)	-.255 (-.74)
na1/n	.0125 (.69)	.022 (.25)	.0609 (1.77)	-.099 (-.59)
na2/n	-.0003 (-.03)	.038 (.45)	.0141 (.63)	-.034 (-.21)
edad hombre	-.0031 (-2.89)	.003 (1.06)	.0016 (.79)	.003 (.51)
edad hombre^2	.00002 (2.13)	-.00 (-.53)	-5.5e-6 (-.25)	-.00 (-.85)
EGB hombre	-.0066 (-1.7)	.019 (1.58)	.0076 (1.05)	-.029 (-1.24)
Medios hombre	-.0052 (-1.2)	.009 (.80)	.0011 (.15)	-.017 (-.79)
Univers. hombre	-.0036 (-.65)	.0005 (.04)	.0097 (.94)	-.036 (-1.41)
EGB mujer	.0080 (1.36)	-.029 (-1.3)	.00017 (.02)	.013 (.31)
Medios mujer	.0062 (.52)	-.027 (-.74)	.0008 (.04)	.013 (.20)
Univers. mujer	-.0042 (-.13)	-.024 (-.37)	-.0656 (-1.1)	.121 (.97)
Urbano	.0030 (1.17)	-.007 (-1.08)	-.0103 (-2.52)	.032 (2.88)
Ejecutivo	.0013 (.27)	-.00 (-.01)	.0054 (.60)	-.010 (-.56)
Obrero	-.0039 (-1.36)	.009 (1.08)	-.0018 (-.33)	-.001 (-.05)
Empresario	-.0060 (-1.46)	.014 (1.28)	-.0015 (-.22)	.003 (.15)
Vivienda pro.	-.0075 (-2.92)	.004 (.68)	-.0070 (-1.55)	.030 (2.59)
Coche	-.0052 (-1.56)	-.002 (-.016)	-.00116 (-.20)	-.003 (-.19)
Num. bienes equipo	.00003 (.06)	-.001 (-.65)	-.0008 (-1.08)	.003 (1.40)
Lambda Heckman	-.0369 (-1.51)	.037 (.66)	-.0340 (-2.91)	.028 (.94)
Constante	.3853 (4.45)	-.257 (-1.27)	-.0459 (-.41)	-.116 (.71)
$E(v_{2j}\varepsilon)-E(v_{1j}\varepsilon)$	-.0423 (-.79)		.0817 (.81)	
χ^2 (16) región	32.30*	17.26	34.54*	26.40*

2.8 ANEXO 2. LA RELACIÓN ENTRE GASTO Y CONSUMO

Los tres siguientes puntos tratan la medición de las variables dependientes de consumo a partir de los datos de gasto. En el cuarto punto se resuelve el problema de endogeneidad o error de medición del gasto total del hogar .

2.8.1 La Estimación del Consumo de Alimentos

El registro de gasto en alimentos en la Encuesta de Presupuestos Familiares computa los gastos realizados durante la semana muestral. Para determinar los importes de este bien en el Indice de Precios al Consumo, el Instituto Nacional de Estadística considera que el consumo anual es igual al gasto semanal multiplicado por 52. Esta medición sobrestima el consumo de alimentos para los hogares que han realizado una gran compra durante la semana muestral, e infraestima el consumo de alimentos para los hogares que realizaron la gran compra en semanas anteriores. La disponibilidad de información en la EPF sobre la realización de una gran compra durante la semana muestral y/o en las tres semanas anteriores ha permitido una estimación del consumo anual de alimentos corrigiendo este fenómeno (Peña y Ruiz-Castillo, 1998).

2.8.2 La Infrecuencia de Compra

Si un hogar no ha realizado ninguna compra en ropa de hombre, ropa de mujer, salud, cuidados personales, entretenimiento en el hogar, entretenimiento fuera del hogar u otros gastos durante el periodo de referencia que considera la EPF, ello no implica que el consumo anual en estos bienes sea nulo. Dada la naturaleza de estos bienes, suponemos que los hogares los consumen regularmente durante el periodo anual. En la estimación de su consumo debemos tener en cuenta que la diferencia entre el gasto observado y el consumo se debe a la infrecuencia de compra.

Denominamos q_j al consumo en el bien j. Según Pudney (1987), se puede suponer que el consumo es la media de gasto a largo plazo cuyo nivel ya está predeterminado cuando se realiza el gasto. Entonces se cumple la siguiente identidad:

$$E\left(e_j|q_j,s_j\right)\equiv q_j, \tag{2.22}$$

donde e_j es el gasto observado en el bien j y s_j es un vector de variables que determinan la probabilidad de compra.[4] Nosotros asumimos que se cumple la identidad (2.22).

Modelamos la probabilidad de compra en el bien j mediante la variable indicador:

$$I_j=\mathbb{I}\left(s\theta_j+\omega_j\right) \text{ con } \omega_j\sim N\left(0,1\right) \tag{2.23}$$

con $I_j=1$ si $e_j>0$, $I_j=0$ si $e_j=0$. A partir de este modelo probit hallamos la probabilidad de compra como:

$$p_j=\Pr\left(I_j=1\right)=\Pr\left(e_j>0|q_j,s_j\right)=\Phi\left(s_j\theta\right) \tag{2.24}$$

De las definiciones (2.22) y (2.24), resulta la relación fundamental entre gasto y consumo:

$$E\left(e_j|q_j,s_j\right)=E\left(e_j|I_j=1\right)p_j+E\left(e_j|I_j=0\right)\left(1-p_j\right)=E\left(e_j|I_j=1\right)p_j\equiv q_j. \tag{2.25}$$

Como la probabilidad es menor que la unidad, la identidad (2.25) implica que el gasto observado, cuando es positivo, excede al nivel de servicios consumidos. Usando esta identidad, la relación entre gasto y consumo queda:

$$p_je_j=q_j+p_ju_j, \tag{2.26}$$

donde el error u_j capta las discrepancias aleatorias entre los procesos de gasto y de consumo (Bundell y Meghir, 1987). De (2.26) obtenemos la relación entre la variable observada e_j y el consumo no observado q_j :

$$e_j=\begin{cases} q_j/p_j+u_j \text{ si } I_j=1 \\ 0 \text{ si } I_j=0 \end{cases} \tag{2.27}$$

Si describimos el proceso de consumo mediante la siguiente curva de Engel:

$$q_j=\psi_j\left(X,y_1,y_2,z\right)+v_j, \tag{2.28}$$

[4]Blundell y Meghir (1987) derivan un contraste para este supuesto y Sanchis-Llopis (1999) construye un modelo de infrecuencia para datos de panel relajando dicho supuesto.

y tenemos en cuenta que $X = \sum_{j=1}^{12} q_j$, entonces X no es directamente observable sino que depende de la estimación de cada componente del consumo. Para estimar X adoptamos la propuesta de Meghir y Robin (1992), según la cual se supone que $u_j \equiv 0$. Esto nos proporciona una estructura del gasto total del hogar como suma ponderada de los distintos consumos y elimina el error de medida inobservable. Este supuesto implica que todas las discrepacias entre el ocio y el consumo las podemos explicar a través del proceso de decisión de compra.

Si los errores del proceso de decisión de compra están relacionados con los errores de las curvas de Engel, de forma que $E(\omega_j v_j) \neq 0$, es necesario estimar conjuntamente la probabildad de compra y las curvas de Engel. Al igual que en Blundell y Meghir (1987), Meghir y Robin (1992) y Sanchis-Llopis (1999), supondremos independencia entre los errores de las curvas de Engel y el proceso de decisión de compra. Este supuesto implica que no cometemos sesgo de selección al estimar por separado (2.23) y (2.28).

El estimador en dos etapas propuesto por Meghir y Robin (1992) nos proporciona estimadores consistentes para las curvas de Engel (2.28), dada la estructura del modelo y los supuestos previos. Debido a las características de nuestros datos y nuestro problema adoptamos las siguientes modificaciones con respecto al estimador de Meghir y Robin (1992):

i) Sustituimos los datos de gasto nulo por predicciones de las variables dependientes de consumo, halladas previamente a partir del mismo modelo. De esta forma podemos utilizar todos los hogares en la estimación del sistema de curvas de Engel, ya que si sólo utilizamos los hogares que realizan gasto positivo en todos los bienes, al igual que Meghir y Robin (1992), nuestra muestra se reduce considerablemente.

ii) En la estimación de las probabilidades de compra hemos corregido el sesgo de selección que se produce si la participación laboral de la mujer está relacionada con la frecuencia de compra. Hemos añadido como regresores en el vector s el término $\frac{\phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}{\Phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}$ en los modelos probit estimados para los hogares en los que la mujer trabaja, y añadimos $\frac{\phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}{1-\Phi(\widehat{\eta}_p' W_p)}$ si la mujer no trabaja.

iii) En la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas del estimador en dos etapas no utilizamos la propuesta de Meghir y Robin (1992) debido a que nuestro vector de variables explicativas de la probabilidad de compra no coincide con el vector de instrumentos. Alternativamente empleamos el método propuesto por Murphy y Topel (1985).

La primera etapa de estimación consiste en hallar los pesos $\widehat{p_j} = \Phi\left(z_j\widehat{\theta}\right)$. Con estos pesos se estiman los consumos de cada uno de los bienes del grupo III, $\widehat{q_j} = \widehat{p}_j e_j$, y el consumo total del hogar, que es la suma de los consumos de los doce grupos de bienes.

2.8.3 La Abstención en el Consumo

Para los bienes del grupo IV (vicios y consumo relacionado con los niños) supondremos que cuando observamos un gasto igual a cero, éste se debe a una abstención voluntaria en el consumo y no a una solución de esquina, es decir, una modificación de los precios no va a incitar al consumo. El modelo estadístico apropiado para este caso es un "modelo de doble valla". En concreto empleamos el propuesto por Jones (1989) bajo el supuesto, plausible en el caso de estos dos tipos de bienes, de que la decisión de participación (realización de gasto) domina a la decisión de consumo, ("*first hurdle dominance*"); es decir, la decisión de fumar o de tener hijos domina a la decisión de consumir, por lo que, en caso de participar, el consumo siempre es positivo. Jones demuestra que la función de verosimilitud bajo este supuesto se corresponde con la del modelo de selección de Heckman (1979). Por lo tanto, la técnica que empleamos en la estimación de las curvas de Engel de estos dos bienes es el estimador de Heckman en dos etapas. En la primera etapa estimamos la probabilidad de realización del gasto en estos bienes (participación) y, a partir de estas probabilidades, en la segunda etapa corregimos el sesgo de selección debido a relación entre la probabilidad de realización de gasto y el proceso de consumo.

2.8.4 La Endogeneidad del Consumo Total del Hogar

Delgado y Miles (1996), utilizando los datos de la EPF de 1980-81, discuten la endogeneidad del gasto total para una especificación Working-Leser de la curva de Engel de alimentación. Concluyen que el rechazo del test de Hausman depende de los instrumentos elegidos y de la submuestra considerada y previenen sobre el sesgo en la estimación en que se puede incurrir si se adopta mecánicamente el mecanismo de estimación mediante variables instrumentales. En nuestro caso, tenemos dos razones que justifican la estimación mediante variables instrumentales. La primera se debe a que al estimar un sistema de curvas de Engel, la propiedad de agregación define el consumo total del hogar como suma de los consumos de los bienes y, por ello, la distribución marginal del consumo total está relacionada con las distribuciones condicionadas de los bienes, es decir, el consumo total es endógeno. La segunda es que el consumo total está afectado por errores de medida ya que está estimado como suma de componentes que incorporan errores de medida. El error de medida del consumo total del hogar está correlacionado con los errores de las curvas de Engel, por lo que los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios atenúan las propensiones marginales al consumo.

En primer lugar, elegimos los instrumentos usuales: el logaritmo del ingreso total del hogar y éste al cuadrado. Las correlaciones entre estas variables y el logaritmo del gasto per cápita del hogar son 0.4418 y 0.4454, respectivamente. Las probabilidades de compra en los bienes del grupo III y IV muestran una alta correlación con X. Dados los supuestos de independencia entre los procesos de consumo y de decisión de compra ($E(v_j\omega_j) = 0$) y de no existencia de discrepancias aleatorias entre gasto y consumo ($u_j = 0$), las probabilidades de compra, que son una combinación no lineal de variables demográficas y de características del hogar, pueden ser utilizadas como instrumentos. En el sistema de curvas de Engel formado por los bienes de los grupos I, II y III, utilizamos como instrumentos las probabilidades de compra de los vicios, el consumo de niños y otros gastos. En el sistema de curvas de Engel de los dos bienes del grupo IV instrumentamos con las probabilidades de compra de la ropa de hombre, la ropa de mujer y el ocio fuera del hogar[5].

2.9 ANEXO 3

Corrección de las matrices de varianzas y covarianzas

Los regresores generados que entran como variables explicativas en el sistema de curvas de Engel añaden un término de error que produce un incremento de las varianzas de los parámetros estimados. Hallamos la distribución asintótica del estimador de mínimos cuadrados ordinarios lineal en dos etapas siguiendo la metodología de Murphy y Topel (1985).

El punto de partida son las expresiones de los procesos estocásticos y de los regresores

[5] Aunque el supuesto $E(v_k\omega_j) = 0$ lo hacemos tanto para $k = j$, como para $k \neq j$, en este caso suponemos que no existe correlación entre los errores del proceso de decisión de compra de un bien j y de la curva de Engel de un bien k distinto.

generados que empleamos en la parte derecha del sistema de curvas de Engel.

$$
\begin{aligned}
&I_j = \mathbb{I}\left(s\theta_j + w_j\right) \rightarrow \Pr\left(I_j = 1\right) = \Phi\left(s\theta_j\right) && \text{(probabilidad de compra)}\\
&X = \sum_{j\in I} q_j + \sum_{j\in II} e_j + \sum_{j\in III} \Phi\left(s\theta_j\right) e_j + \sum_{j\in IV} e_j && \text{(consumo total del hogar)}\\
&y_2 = W_Y\eta_Y + \varepsilon_Y && \text{(ln del ingreso laboral potencial)}\\
&P = \mathbb{I}\left(W_p\eta_p + \varepsilon_p\right) \rightarrow \Pr\left(P = 1\right) = \Phi\left(W_p\eta_p\right),\ \phi\left(.\right) && \text{(participación laboral)}\\
&\ln\left(X/n\right) = Q\gamma_1 + v_1 && \text{(predicción de } \ln\left(X/n\right)\text{)}
\end{aligned}
$$

Los parámetros de estas ecuaciones se estiman en la primera etapa y la matriz de varianzas y covarianzas de estos parámetros es una matriz de dimensión $P = p_1 + p_2 + p_3 + p_4$, diagonal por bloques de la siguiente forma:

$$
V\left(\Theta\right) = \begin{pmatrix} V\left(\gamma_1\right) & & & \\ 0 & V\left(\theta\right) & & \\ 0 & 0 & V\left(\eta_i\right) & \\ 0 & 0 & 0 & V\left(\eta_p\right) \end{pmatrix}
$$

Para construir la matriz $V\left(\theta\right)$ se ha supuesto que no existe correlación entre las probabilidades de compra de los distintos bienes, por lo que esta matriz es una matriz diagonal por bloques.

En la segunda etapa se estima por MCO el sistema de las nueve curvas de Engel para los bienes de los grupos I, II y III. Sea V_b la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros del sistema de curvas de Engel, permitiendo heterescedasticidad.

Expresando las curvas de Engel (4.4) en función de los regresores estimados en la primera etapa y del resto de regresores que agruparemos en la matriz $\mathbf{z}$ (no es el vector de caracterísicas del hogar), construimos las matrices:

$$
\begin{aligned}
A &= \begin{pmatrix} 1 & \ln\left(X/n\right) & y_2 & \mathbf{z} & \Phi_p & \Phi_p \ln\left(X/n\right) & \Phi_p y_2 & \Phi\mathbf{z} & \phi \end{pmatrix}\\
\widehat{A} &= \begin{pmatrix} 1 & \ln\widehat{\left(X/n\right)} & \widehat{y_2} & \mathbf{z} & \widehat{\Phi_p} & \widehat{\Phi_p}\ln\widehat{\left(X/n\right)} & \widehat{\Phi_p}\widehat{y_2} & \widehat{\Phi}\mathbf{z} & \widehat{\phi} \end{pmatrix}\\
A1 &= \begin{pmatrix} \ln\left(X/n\right) & y_2 & \Phi_p & \Phi_p \ln\left(X/n\right) & \Phi_p y_2 & \Phi\mathbf{z} & \phi \end{pmatrix}\\
\widehat{A1} &= \begin{pmatrix} \ln\widehat{\left(X/n\right)} & \widehat{y_2} & \widehat{\Phi_p} & \widehat{\Phi_p}\ln\widehat{\left(X/n\right)} & \widehat{\Phi_p}\widehat{y_2} & \widehat{\Phi}\mathbf{z} & \widehat{\phi} \end{pmatrix}
\end{aligned}
$$

de forma que la curva de Engel del bien j es

$$w_j = AB_j + u_j = \widehat{A}B_j + \left(A1 - \widehat{A1}\right) B1_j + u_j.$$

El estimador MCO de esta curva de Engel es

$$\widehat{B_j} = \left(\widehat{A}'\widehat{A}\right)^{-1} \widehat{A}'w_j = B_j + \left(\widehat{A}'\widehat{A}\right)^{-1} \widehat{A}' \left(A1 - \widehat{A1}\right) B1_j + \left(\widehat{A}'\widehat{A}\right)^{-1} \widehat{A}'u_j.$$

Siguiendo a Murphy y Topel (1985) se demuestra que

$$\sqrt{n}\left(\widehat{B}_j - B_j\right) =^A \left(n^{-1}\widehat{A}'\widehat{A}\right)^{-1} n^{-1}\widehat{A}'F_j^* \left(\sqrt{n}\left(\Theta - \widehat{\Theta}\right)\right) \left(n^{-1}\widehat{A}'\widehat{A}\right)^{-1} n^{-1/2}\widehat{A}'u_j$$

donde F_j^* es una matriz n$\times P$ con $P = p_1 + p_2 + p_3 + p_4$ que son respectivamente el número de parámetros de $\gamma_1, \theta, \eta_Y, \eta_p$.

$$F_j^* = \left(\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \gamma_1'}, \frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \theta'}, \frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \eta_Y'}, \frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \eta_p'}\right).$$

Para calcular estar derivadas hay que tener en cuenta las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned}
\widehat{\ln(X/n)} &= Q\widehat{\gamma_1} = P_Q \ln\left(\frac{X(\theta)}{n}\right), \; P_Q = Q\left(Q'Q\right)^{-1} Q' \\
\widehat{y_1} &= W_Y\widehat{\eta_Y} \\
\widehat{\Phi_p} &= \Phi\left(W_p\widehat{\eta_p}\right) \\
\widehat{\widehat{\Phi_p}\ln(X/n)} &= \Phi_p\left(W_p\widehat{\eta_p}\right) Q\widehat{\gamma_1} = P_Q\Phi\left(W_p\widehat{\eta_p}\right)\ln(X/n) \\
\widehat{\Phi_p}\widehat{y_1} &= \Phi\left(W_p\widehat{\eta_p}\right) W_i\widehat{\eta_i} \\
\widehat{\Phi_p}x_k &= \Phi\left(W_p\widehat{\eta_p}\right) x_k, \text{ para cada } k = 1, ...k_x \\
\widehat{\phi_p} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(W_p\widehat{\eta_p}\right)^2/2}
\end{aligned}$$

(Se considera la multiplicación de matrices elemento a elemento). Calculando las derivadas de la matriz F_j^* , tendremos:

$$\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \gamma_1'} = B1_{j1}Q + B1_{j4}\Phi_p Q$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \theta_{ik}} &= B1_{j1}P_Q\frac{\phi_p s_i e_k}{X} + B1_{j4}P_Q\Phi_p\frac{\phi_p s_i e_k}{X}, \; k \in \text{grupo III} \\
\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \eta_Y} &= B1_{j2}W_Y + B1_{j5}\Phi_p W_Y \\
\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \eta_p} &= B1_{j3}\Phi_p W_p + B1_{j4}P_Q \ln(X/n)\,\Phi_p W_p + B1_{j5}\left(W_i\widehat{\eta}_i\right)\phi_p W_p + \\
&\quad + B1_{j6}\phi_p W_p \mathbf{z} + B1_{j7}(-\phi)\left(W_p\widehat{\eta}_p\right)W_p
\end{aligned}$$

Una vez construida la matriz F^* construimos la siguiente matriz:

$$C_j = n^{-1}\widehat{A}'F_j^*.$$

Los parámetros de las probabilidades de compra y probabilidad de participación laboral de la mujer están estimados por máxima verosimilitud, mientras que los parámetros de la ecuación instrumental del gasto y del ingreso laboral potencial de la mujer están estimados por MCO. Por ello, tenemos la siguiente distribución asintótica

$$\sqrt{n}\left(\Theta - \widehat{\Theta}\right) =^A V(\Theta)\sqrt{n}\begin{pmatrix} Q'v_1 \\ l'(s,\theta) \\ W_Y'\varepsilon_Y \\ l'\left(W_p,\eta_p\right) \end{pmatrix}$$

donde $l\,()$ es el gradiente de la función de verosimilitud de los modelos probit:

$$l(z,\theta) = \sum_{h=1}^{n}\frac{\phi\left(s_h'\theta_j\right)}{\Phi\left(s_h'\theta_j\right)}z_h', \text{ para } j \in \text{grupo III y } l\left(W_p,\eta_p\right) = \sum_{h=1}^{n}\frac{\phi\left(W_{ph}'\eta_p\right)}{\Phi\left(W_{ph}'\eta_p\right)}W_{ph}'.$$

$Q'v_1$ y $W_i'\varepsilon_i$ son las derivadas de la función objetivo de las regresiones MCO. Estimamos la matriz

$$R_j = \widehat{A}'v_j\begin{pmatrix} Q'v_1 \\ l'(s,\theta) \\ W_Y'\varepsilon_Y \\ l'\left(W_p,\eta_p\right) \end{pmatrix}.$$

Con esta notación, se demuestra que la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de cada curva de Engel es:

$$V_{b_j}^* = V_{b_j} + V_{b_j}\left[C_j V(\Theta) C_j' - C_j V(\Theta) R_j' - R_j V(\Theta) C_j'\right] V_{b_j}$$

Y la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros del sistema queda

$$V_b^* = V_b + V_b\left[CV(\Theta) C' - CV(\Theta) R' - RV(\Theta) C'\right] V_b$$

donde $C = (C_1 : C_2 : .. : C_9)'$ y $R = (R_1 : R_2 : .. : R_9)'$.

Para corregir la matriz de varianzas y covarianzas del sistema de las curvas de Engel de los bienes del grupo IV (vicios y consumo de niños) debemos tener en cuenta que existe un regresor generado adicional: la lambda de Heckman que corrige el sesgo de selección de realización de gasto positivo. Esta variable está estimada a partir de las probabilidades de compra de vicios y de consumo de niños, por los que depende de un nuevo conjunto de parámetros θ_k. Las matrices que hay que añadir a las matrices C_j y R_j son respectivamente:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \widehat{A1}B1_j}{\partial \theta_{ik}} &= B1_{j8}\frac{\partial \lambda(s\theta_k)}{\partial \theta_{ik}} = B1_{j8}\frac{-\phi_k s_i(\Phi_k + \phi_k)}{\Phi_k^2} \text{ para } k \in \text{ grupo IV} \\
l(s, \theta_k) &= \sum_{h=1}^{n} \frac{\phi(s_h'\theta_k)}{\Phi(s_h'\theta_k)} s_h'
\end{aligned}$$

Capítulo 3

LA REGLA DE REPARTO. EVIDENCIA PARA HOGARES ESPAÑOLES

3.1 INTRODUCCIÓN

En este capítulo estudiamos el reparto del gasto del hogar en bienes privados entre el hombre y la mujer ("la regla de reparto") en hogares en que éstos son los dos únicos adultos decisores.

El modelo colectivo, que permite que las preferencias de ambos agentes sean distintas, logra identificar la regla de reparto bajo determinados supuestos. La metodología más común en este tipo de modelos consiste en recuperar parámetros de la regla de reparto y de las preferencias individuales a partir de las ofertas de trabajo del hombre y de la mujer. La base teórica de esta metodología se establece en Chiappori (1988) a partir del supuesto de que la asignación de consumo y ocio de los agentes es eficiente en el sentido de Pareto. Si no existen externalidades ni bienes públicos, la asignación óptima se puede descentralizar utilizando el Segundo Teorema del Bienestar. En la restricción presupuestaria individual del problema de cada agente figura la parte del gasto que le corresponde que es función de las variables exógenas del problema del hogar. Esta función es la regla de reparto. Si se estima un par de funciones de oferta de trabajo para el hombre y la mujer, es posible identificar todos los parámetros de la regla de reparto excepto una constante aditiva.

Fortin y Lacroix (1997) y Chiuri (1999) presentan aplicaciones empíricas de este problema con datos de las economías canadiense e italiana respectivamente. Chiappori *et al.* (1997) también recuperan los parámetros de la regla de reparto a partir de las ofertas de trabajo, permitiendo los efectos, no sólo de los salarios y de las rentas no laborales, sino también de un factor de distribución (una variable que sólo afecta a la asignación a través de la regla de reparto). En todos estos trabajos se suponen horas de trabajo positivas para ambos agentes, es decir, soluciones interiores del problema de eficiencia. Blundell *et al.* (1998) desarrollan el método de identificación de la regla de reparto cuando hay soluciones de esquina para algún agente, es decir, cuando algún agente no participa en el mercado de trabajo. Donni (2000) extiende el método de identificación al caso en el que la retricción presupuestaria no es lineal: por ejemplo, si existe un impuesto progresivo sobre las rentas individuales.

La identificación de los parámetros de la regla de reparto a partir del comportamiento observado en la asignación del gasto del hogar, es decir, a partir de las funciones de demanda o de las curvas de Engel, no es fácil. En Bourguignon *et al.* (1995) se demuestra que es posible recuperar la regla de reparto, más una constante aditiva, si la asignación del gasto del hogar depende de, al menos, un factor de distribución. En el caso general en el que sólo se observa el consumo agregado de los bienes en el hogar, los parámetros de la regla de reparto son función de las segundas derivadas obtenidas a partir de tres curvas de Engel.

No existen aplicaciones empíricas para este caso ya que, ni es fácil encontrar formas funcionales de las curvas de Engel que posean las segundas derivadas que se necesitan para la identificación, ni las estimaciones de estas segundas derivadas son significativas. El único trabajo empírico, según nuestro conocimiento, que recupera la regla de reparto a partir de las curvas de Engel es el de Browning *et al.* (1994). En este caso, la identificación está basada en el supuesto de que se observa el consumo individual del hombre y de la mujer para un bien (un bien asignable) o para dos bienes distintos (bienes exclusivos). En su caso estos bienes son la ropa de hombre y la ropa de mujer. Estas curvas de Engel dependen de la regla de reparto en su forma estructural, por lo que se pueden identificar sus parámetros a partir de la estimación de la forma reducida. Toman una muestra de hogares formados por dos adultos que trabajan a tiempo completo. Consideran que los ingresos laborales individuales son factores de distribución por lo que sólo afectan al consumo de ropa a través de la regla de reparto.

Nuestro objetivo es identificar la regla de reparto entre el hombre y la mujer en los hogares españoles. Como no disponemos de información sobre horas trabajadas, tomamos el mismo punto de partida que Browning *et al.* (1994): las curvas de Engel de dos bienes exclusivos: la ropa de hombre y la ropa de mujer. Seguimos el mismo método de identificación de los parámetros de la regla de reparto que estos autores.

Ahora bien, al igual que en el capítulo 2, tenemos en cuenta que en gran parte de los hogares la mujer no trabaja y queremos comparar si el reparto del gasto en estos hogares es diferente del reparto que tiene lugar en los hogares en los que los dos agentes trabajan. Estudiamos los efectos de tres variables sobre la regla de reparto: el gasto total del hogar (en bienes privados), y los ingresos laborales del hombre y de la mujer. Por tanto, si la mujer no trabaja estimamos su ingreso laboral potencial.

Una implicación de la descentralización de la asignación óptima en el sentido de Pareto, es que la curva de Engel de ropa de hombre es independiente de la participación laboral de la mujer. Aunque la proporción media al gasto media en ropa de hombre no es significativamente diferente según la mujer trabaje o no lo haga, encontramos que los parámetros del problema individual del hombre en la asignación de la ropa de hombre dependen de la participación laboral de la mujer. En consecuencia, tenemos evidencia en contra de alguno de los supuestos que nos permiten recuperar la regla de reparto. Por ejemplo, puede ocurrir que las preferencias del hombre dependan directamente del ocio de la mujer, en cuyo caso, el problema no se puede descentralizar.

Nuestra propuesta consiste en considerar las preferencias condicionadas por la participación laboral de la mujer en cada problema individual y recuperar los parámetros de la regla de reparto en cada problema. Así, los parámetros estimados de la regla de reparto se deben interpretar en el problema con las preferencias condicionadas por la participación laboral de la mujer.

Según los parámetros estimados de la regla de reparto, los principales resultados son los siguientes:

i) Si crece el gasto total del hogar en bienes privados, crece el gasto en bienes privados destinado al hombre y el destinado a la mujer. Si la mujer trabaja, la parte del gasto del hombre crece porcentualmente más que la de la mujer, mientras que ocurre lo contrario si la mujer no trabaja.

ii) Cuando la mujer trabaja, un incremento de su ingreso laboral tiene el efecto esperado positivo sobre su parte del gasto en bienes privados, según la interpretación de que aumenta su poder de negociación. Sin embargo, el ingreso laboral del hombre parece tener un efecto redistributivo, en el sentido de que también induce a un incremento del gasto en bienes privados de la mujer.

En el siguiente apartado presentamos los supuestos del modelo teórico y el método de identificación de la regla de reparto. En el apartado 3 aplicamos las técnicas a una especificación paramétrica de las curvas de Engel de ropa de hombre y ropa de mujer. En el apartado 4 explicamos los métodos de estimación de las curvas de Engel, remitiéndonos a las técnicas detalladas en el capítulo anterior. En el apartado 5 presentamos los datos y los resultados de las estimaciones. En el apartado 6 concluimos con un resumen de los resultados y una posible extensión.

3.2 MODELO TEÓRICO

Para explicar la asignación del gasto privado entre el hombre y la mujer en el hogar, en el problema del hogar debemos definir qué es el gasto privado del hogar y qué supuestos hacemos sobre las preferencias de los agentes.

3.2.1 El Problema del Hogar

Restringimos el uso de los bienes de forma que un mismo bien sólo puede tener un uso privado o público. Sea $\mathbf{q}$ el vector de bienes privados, tal que $\mathbf{q}^i$ $(i = 1, 2)$ denota el consumo privado de cada agente. Puede ocurrir que el agente 1 (análogamente el agente 2) consuma en exclusiva el bien q_j, de forma que $q_j^1 = q_j$ y $q_j^2 = 0$, en cuyo caso el bien q_j es un bien *exclusivo*[1]. El vector de bienes públicos es $\mathbf{Q}$. Si denotamos por X el gasto total del hogar y por e el vector unitario de cualquier dimensión, la restricción presupuestaria del hogar queda:

$$e' \left(\mathrm{q}^1 + \mathrm{q}^2\right) + e'\mathbf{Q} = X \tag{3.1}$$

La elección de usos del tiempo es muy limitada. El agente 1 (el hombre) dedica todo su tiempo a trabajar y el agente 2 (la mujer) puede elegir trabajar $\left(L^2 = 0\right)$ o no trabajar $\left(L^2 = 1\right)$, siendo L^2 el ocio de la mujer.

También restringimos las preferencias en dos sentidos, con respecto a la acción que ejerce el consumo del otro agente y con respecto al efecto de los bienes públicos sobre la asignación de bienes privados. En primer lugar, suponemos que las preferencias son egoístas (dependen del propio ocio y consumo)[2]. En segundo lugar, las preferencias son separables con respecto al consumo de bienes públicos. Las características del hogar z condicionan las preferencias. Las funciones de utilidad que representan estas preferencias son:

$$U^1 \left(v_1 \left(q^1, 0; z\right), v_2 \left(Q; z\right)\right) \text{ y } U^2 \left(w_1 \left(q^2, L^2; z\right), w_2 \left(Q; z\right)\right) \tag{3.2}$$

[1] Si para un bien q_j observamos los consumos individuales q_j^1 y q_j^2 decimos que este bien es asignable. En ausencia de variabilidad de precios el supuesto de existencia de un bien asignable es equivalente al supuesto de existencia de dos bienes exclusivos.

[2] Las preferencias pueden ser "caring" o "no paternalistas": cada individuo se preocupa del bienestar de su cónyuge pero no directamente de su consumo. Los resultados en este caso son equivalentes a los obtenidos con preferencias egoístas.

Adoptamos el suspuesto de que las asignaciones del hogar son eficientes en el sentido de Pareto, cualquiera que sea el mecanismo de decisión a través del cual se alcanzan.

En cada tipo de hogares las variables exógenas del problema toman valores distintos dependiendo de si la mujer trabaja $(k=1)$ o si no lo hace $(k=2)$. La asignación del gasto del hogar resulta de resolver los siguientes problemas para $L^2 = 0, 1$:

$$\begin{array}{ll} \underset{\mathbf{q}^1,\mathbf{q}^2,\mathbf{Q}}{Max} & U^1\left(v_1\left(\mathbf{q}^1;0,z\right),v_2\left(\mathbf{Q};z\right)\right) \\ s.a. & U^2\left(w_1\left(\mathbf{q}^2;L^2,z\right),w_2\left(\mathbf{Q};z\right)\right) \geq \overline{u}^2\left(X_k,y_{1k},y_{2k},z_k\right) \\ & e'\left(\mathbf{q}^1+\mathbf{q}^2\right)+e'\mathbf{Q}=X_k \\ & X_k = y_{1k}+y_{2k}\left(1-L^2\right)+y_k \end{array} \tag{3.3}$$

Las variables y_{1k} e y_{2k} son los ingresos laborales individuales y la variable y_k es la diferencia entre el gasto total del hogar y los ingresos laborales. Suponemos que y_k está predeterminada cuando se resuelve el problema anterior.

La separabilidad entre bienes públicos y privados tiene como consecuencia que el nivel de bienes públicos sólo afecta a la asignación de bienes privados a través de un efecto renta, ya que los bienes privados dependen del nivel de gasto en bienes privados, $x_k = X_k - e'\mathbf{Q}_k$.

3.2.2 La Regla de Reparto

Dada la estructura del problema (3.3), podemos aplicar el Segundo Teorema del Bienestar para garantizar que existe un reparto del gasto en bienes privados, x_k^1 y x_k^2 con $x_k^1 + x_k^2 = x_k$, tal que la asignación de bienes privados que resulta del problema (3.3) también es solución de los siguientes problemas individuales:

$$\begin{array}{llll} \underset{\mathbf{q}^1}{Max} & v_1\left(\mathbf{q}^1;0,z_k\right) & s.a. & e'\mathbf{q}^1 = x_k^1, \text{ para } k=1,2 \\ \underset{\mathbf{q}^2}{Max} & w_1\left(\mathbf{q}^2;0,z_k\right) & s.a. & e'\mathbf{q}^2 = x_1^2 \\ \underset{\mathbf{q}^2}{Max} & w_1\left(\mathbf{q}^2;1,z_k\right) & s.a. & e'\mathbf{q}^2 = x_2^2 \end{array} \tag{3.4}$$

De los que resulta que la asignación de bienes privados del agente 1 no varía con la elección de trabajo del agente 2, mientras que la asignación de bienes privados para el agente 2 dependen de su participación laboral. Ni las asignaciones de bienes privados de cada agente, ni el reparto del gasto en bienes privados son observables. Sabemos que las asignaciones de bienes privados dependen del gasto total en bienes privados, x_k, de los ingresos laborales individuales, y_{1k} e y_{2k}, y de las caraterísticas del hogar, z_k (que obviaremos de ahora en adelante), por ser soluciones del problema (3.3). Por ello, la parte del gasto en bienes privados correspondiente al agente i: x_k^i es una función de estas mismas variables.

Observamos el gasto agregado del hogar en bienes privados, $\mathbf{q}_k$, por lo que podemos estimar las curvas de Engel $\mathbf{q}_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right)$. Bourguignon *et al.* (1995) demuestran que analíticamente es posible identificar las derivadas de las funciones anteriores, x_k^i, a partir de las curvas de Engel si $\mathbf{q}_k$ es al menos de dimensión 3, pero esta vía es empíricamente poco plausible ya que se necesitan segundas derivadas de las curvas de Engel, lo que complica la elección de la forma funcional y resta robustez a los estimadores.

Para facilitar la identificación del reparto del gasto entre los agentes supondremos que observamos el consumo de cada agente para un bien particular (asignable) o dos bienes exclusivos. Estos bienes son la ropa de hombre, q_k^1 y la ropa de mujer, q_k^2. Por ser soluciones de los problemas (3.4), podemos expresar las siguientes relaciones:

$$
\begin{aligned}
&q_1^2 = f^2\left(x_1^2\right) \text{ con } x_1^2 = e'\mathbf{q}_1^2 \text{ si } L^2 = 0 \\
&q_2^2 = g^2\left(x_2^2\right) \text{ con } x_2^2 = e'\mathbf{q}_2^2 \text{ si } L^2 = 1 \\
&q^1 = f^1\left(x_k^1\right) \text{ para } k = 1,2, \text{ con } x_1^1 = x_1 - x_1^2 \text{ si } L^2 = 0 \text{ y } x_2^1 = x_2 - x_2^2 \text{ si } L^2 = 1
\end{aligned}
\tag{3.5}
$$

Definimos dos reglas de reparto según la participación laboral de la mujer. Sean estas reglas de reparto las siguientes funciones: $x_1^2 = \Phi_1\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right)$ y $x_2^2 = \Phi_2\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right)$, que nos dan la parte del gasto total del hogar en bienes privados que la mujer recibe si trabaja o no trabaja, respectivamente. Si designamos por ψ_k^i a las curvas de Engel estimadas para la ropa del agente i cuando la mujer trabaja ($k = 1$) o no lo hace ($k = 2$), se cumplen las siguientes igualdades:

$$
\begin{aligned}
q^1 &= \psi_1^1\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right) = f^1\left(x_1 - \Phi_1\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right)\right) \\
q_1^2 &= \psi_1^2\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right) = f^2\left(\Phi_1\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right)\right)
\end{aligned}
\tag{3.6}
$$

$$
\begin{aligned}
q^1 &= \psi_2^1\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right) = f^1\left(x_2 - \Phi_2\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right)\right) \\
q_2^2 &= \psi_2^2\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right) = g^2\left(\Phi_2\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right)\right)
\end{aligned}
\tag{3.7}
$$

3.2.3 Identificación

Existen distintos métodos de identificación de las derivadas de las reglas de reparto. Se puede identificar la regla de reparto a partir de las derivadas de los sistemas de ecuaciones (3.6) y (3.7). Sin embargo empleamos un método de estimación basado en identificar los parámetros de una forma funcional flexible de las reglas de reparto a partir de los parámetros estimados de las curvas de Engel.

Este método propuesto por Browning *et al.* (1994) consiste en un problema clásico de identificación de parámetros de la forma estructural a partir de los parámetros estimados de la forma reducida. Adaptando esta metodología a nuestro problema y notación, definimos las reglas de reparto de la siguiente forma:

$$
\begin{aligned}
x_1^2 &= x_1\rho_1\left(x_1, y_{11}, y_{21}\right), && (3.8)\\
x_2^2 &= x_2\rho_2\left(x_2, y_{12}, y_{22}\right), && (3.9)\\
\rho_k &= \frac{\exp\left(\Psi_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right)\right)}{1+\exp\left(\Psi_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right)\right)}, && (3.10)\\
\Psi_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right) &= 2\left(\alpha_k + \theta_k \, \ln x_k + \gamma_{1k}\, y_{1k} + \gamma_{2k}\, y_{2k}\right). && (3.11)
\end{aligned}
$$

De esta forma, $\rho_k \in \left]0,1\right[$ y $\rho_k = 0.5$ si $\Psi_k = 0$. El parámetro θ_k controla si la parte del gasto en bienes privados que corresponde a la mujer es un lujo o una necesidad. Los parámetros γ_{ik} indican si crece o disminuye la parte del gasto correspondiente a la mujer cuando varían los ingresos laborales, manteniendo el gasto total en bienes privados constante. Para interpretar los signos y la magnitud de estos parámetros debemos tener en cuenta las siguientes expresiones:

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \ln x_k^2}{\partial \ln x_k} &= 1 + 2\theta_k\left(1-\rho\right), && (3.12)\\
\frac{\partial \ln x_k^1}{\partial \ln x_k} &= 1 - 2\rho\theta_k. && (3.13)
\end{aligned}
$$

Si tomamos como punto de referencia el reparto igualitario ($\rho = 0.5$) y θ_k es positivo y menor que uno, la parte del gasto que corresponde a la mujer es un lujo y la que corresponde al hombre una necesidad.

El efecto de los ingresos laborales se calcula mediante la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \ln x_k^2}{\partial \ln y_{ik}} = (1 + 2\theta_k (1 - \rho_k)) \frac{\partial \ln x_k}{\partial y_{ik}} + 2\gamma_{ik} (1 - \rho_k) . \tag{3.14}$$

Considerando $\rho_k = 0.5$, θ_k en el intervalo $[0,1]$ y que el gasto en bienes privados crece con los ingresos laborales, el primer sumando de (3.14) es positivo pero no sabemos su magnitud. Por tanto, si γ_{ik} es positivo podremos decir que el ingreso laboral del agente i favorece el reparto del gasto hacia la mujer. Si $i = 2$ este es un efecto del poder de negociación de la mujer, pero si $i = 1$, tendríamos un efecto redistributivo del ingreso laboral del hombre hacia el gasto de la mujer. Si obtenemos un signo negativo para γ_{ik}, no podemos predecir el efecto de y_i sobre la regla de reparto, excepto en un caso: el efecto del ingreso laboral potencial de la mujer que no trabaja (y_{22}). Este ingreso laboral no tiene efecto sobre el gasto en bienes privados, por lo que su efecto sobre la regla de reparto se reduce al segundo sumando de (3.14). Entonces si γ_{22} es positivo, un aumento del ingreso laboral potencial de la mujer causa un incremento de su parte del gasto, pero si γ_{22} es negativo ocurre lo contrario.

El método de identificación de los parámetros de las reglas de reparto tiene como punto de partida la especificación del sistema de curvas de Engel en su forma estructural:

$$q^1 = F^1 (x_k (1 - \rho (\Psi_k))) \tag{3.15}$$

$$q_k^2 = F_k^2 (x_k \, \rho (\Psi_k)) \tag{3.16}$$

Estudiamos la identificación de esta forma estructural en un modelo paramétrico concreto de curvas de Engel.

3.3 MODELO PARÁMETRICO

Parametrizamos las curvas de Engel de ropa de hombre y ropa de mujer mediante forma funcional Working-Leser, al igual que hicimos en el sistema de curvas de Engel del capítulo 2. Las curvas de Engel individuales en su forma estructural (3.15) y (3.16) son:

$$W^1 = a^1 + b^1 \ln x_k^1 = a^1 + b^1 \ln \left(\frac{x_k}{1 + \exp (\Psi_k (x_k, y_{1k}, y_{2k}))} \right) , \tag{3.17}$$

$$W_k^2 = a_k^2 + b_k^2 \ln x_k^2 = a_k^2 + b_k^2 \ln \left(\frac{x_k \exp\left(\Psi_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right)\right)}{1 + \exp\left(\Psi_k\left(x_k, y_{1k}, y_{2k}\right)\right)} \right). \tag{3.18}$$

Estas curvas de Engel son no lineales, por lo que podríamos estimarlas por mínimos cuadrados no lineales e identificar todos los parámetros. Como alternativa a la estimación no lineal, vamos a desarrollar una versión lineal de estas curvas de Engel que nos va a permitir estudiar la identificación de los parámetros estructurales.

3.3.1 Modelo Linealizado

Linealizamos las curvas de Engel (3.17) y (3.18) alrededor del punto de reparto igualitario, es decir, $\Psi_k = 0$. Utilizamos el desarrollo de Taylor de primer orden y la aproximación $\ln(1+\varepsilon) = \varepsilon$ para ε cercano a cero. Para la función que nos da la proporción de gasto correspondiente a la mujer tenemos la siguiente aproximación:

$$\rho\left(\Psi_k\right) \simeq \rho(0) + \Psi_k\, \rho'(0) = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{\Psi_k}{2}\right); \tag{3.19}$$

$$\ln \rho\left(\Psi_k\right) = \ln \frac{1}{2} + \ln\left(1 + \frac{\Psi_k}{2}\right) \simeq \ln \frac{1}{2} + \frac{\Psi_k}{2}. \tag{3.20}$$

Y la proporción de gasto del hombre, $1 - \rho\left(\Psi_k\right) = 1/\left(1 + \exp\left(\Psi_k\right)\right) = \sigma\left(\Psi_k\right)$, linealizada alrededor de cero queda:

$$\sigma\left(\Psi_k\right) \simeq \sigma(0) + \Psi_k \sigma'(0) = \frac{1}{2}\left(1 - \frac{\Psi_k}{2}\right); \tag{3.21}$$

$$\ln \sigma\left(\Psi_k\right) = \ln \frac{1}{2} + \ln\left(1 - \frac{\Psi_k}{2}\right) \simeq \ln \frac{1}{2} - \frac{\Psi_k}{2}. \tag{3.22}$$

Como $\Psi_k/2 = \alpha_k + \theta_k \ln x + \gamma_{1k}\, y_1 + \gamma_{2k}\, y_2$, las expresiones (3.20) y (3.22) y, por lo tanto, las curvas de Engel (3.17) y (3.18) son lineales. Las expresiones lineales de las curvas de Engel son:

$$\begin{aligned} W^1 &= a^1 + b^1 \ln x_k + b^1 \left(\ln \frac{1}{2} - \alpha_k - \theta_k \ln x_k - \gamma_{1k} y_{1k} - \gamma_{2k}\, y_{2k} \right) = \\ &= \left(a^1 + b^1 \left(\ln \frac{1}{2} - \alpha_k \right) \right) + \left(b^1 \left(1 - \theta_k\right) \right) \ln x_k + \left(-b^1 \gamma_{1k} \right) y_{1k} + \left(-b^1 \gamma_{2k} \right) y_{2k} \quad (3.23) \\ W_k^2 &= a_k^2 + b_k^2 \ln x + b_k^2 \left(\ln \frac{1}{2} + \alpha_k + \theta_k \ln x_k + \gamma_{1k} y_{1k} + \gamma_{2k}\, y_{2k} \right) = \end{aligned}$$

$$= \left(a_k^2 + b_k^2\left(\ln\frac{1}{2} + \alpha_k\right)\right) + \left(b_k^2\left(1+\theta_k\right)\right)\ln x_k + \left(b_k^2\,\gamma_{1k}\right)y_{1k} + \left(b_k^2\,\gamma_{2k}\right)y_{2k}. \quad (3.24)$$

Las formas no restringidas correspondientes a estas curvas de Engel son:

$$W_k^1 = A_{1k} + B_{1k}\ln x_k + C_{1k}\,y_{1k} + D_{1k}\,y_{2k} \quad (3.25)$$

$$W_k^2 = A_{2k} + B_{2k}\ln x_k + C_{2k}\,y_{1k} + D_{2k}\,y_{2k} \quad (3.26)$$

Para obtener estimadores consistentes de los parámetros de estas curvas de Engel estimamos los sistemas para la ropa de hombre y la ropa de mujer si la mujer trabaja ($k = 1$) y si la mujer no trabaja ($k = 2$). La ausencia de separabilidad de las preferencias de la mujer entre su consumo y su participación laboral nos conduce a la endogeneidad de la participación laboral de la mujer en el modelo estadístico. Debido a que las preferencias de los agentes son egoístas, la participación laboral de la mujer no debe afectar a la asignación de ropa de hombre, sin embargo, en el modelo econométrico permitimos este efecto ya que es contrastable.

Nos interesa estimar por separado los parámetros de la regla de reparto si la mujer trabaja ($k = 1$) y si la mujer no trabaja ($k = 2$), por lo que estimamos por separado el sistema de curvas de las curvas de Engel (3.25) y (3.26) para cada tipo de hogares. Por tanto, tenemos el siguiente modelo:

$$W_1^i = A_{i1} + B_{i1}\ln x_1 + C_{i1}\,y_{11} + D_{i1}\,y_{21} + \varphi_{i1}\,\mathbf{z}_1 + v_{i1} \text{ si } P = 1, \quad (3.27)$$

$$W_2^i = A_{i2} + B_{i2}\ln x_2 + C_{i2}\,y_{12} + D_{i2}\,y_{22} + \varphi_{i2}\,\mathbf{z}_2 + v_{i2} \text{ si } P = 0, \quad (3.28)$$

para $i = 1, 2$. La variable x es el gasto en bienes privados *per capita*. P es la variable indicador de la participación laboral de la mujer, con $P = 1$ si la mujer participa y $P = 0$ si no lo hace. El proceso de participación laboral de la mujer está explicado por el siguiente modelo probit.

$$P = \mathbb{I}\left(\eta_p' W_p + \varepsilon_p\right) \text{ con } \varepsilon_p \sim N(0,1). \quad (3.29)$$

Los errores ε_p están correlacionados con los errores de los sistemas de curvas de Engel v_{i1} y v_{i2}, lo que produce los sesgos de selección en la esperanza de W_k^i condicionada por la participación.

Sabemos que estos sesgos son (Maddala, 1983):

$$E(v_{i1}|P=1) = -E(v_{i1}\varepsilon_p)\frac{\phi(\eta_p' W_p)}{\Phi(\eta_p' W_p)}, \tag{3.30}$$

$$E(v_{i1}|P=1) = E(v_{i2}\varepsilon_p)\frac{\phi(\eta_p' W_p)}{1-\Phi(\eta_p' W_p)}, \tag{3.31}$$

donde ϕ y Φ son las funciones de densidad y de distribución de la Normal estandarizada, respectivamente.

La variable y_{22} es el ingreso laboral potencial de la mujer si ésta no trabaja que hemos estimado según el modelo de ecuación de salarios expuesto en el capítulo anterior.

El consumo privado total del hogar es una variable endógena ya que las variables dependientes forman parte de éste, por lo que la distribución marginal del consumo total y las distribuciones condicionadas de las variables dependientes dependen de algunos parámetros comunes. Por ello, empleamos el estimador de variables instrumentales en el que los instrumentos del consumo total del hogar son todas las variables explicativas de las curvas de Engel (exceptuando el consumo total) y cinco instrumentos adicionales: el ingreso total del hogar, éste al cuadrado y las probabilidades de compra estimadas para los vicios, el consumo de los niños y los otros gastos.

El método de estimación de los dos sistemas de curvas de Engel consta de dos etapas. En la primera etapa estimamos el ingreso laboral potencial para las mujeres que no trabajan y las variables de selección, $\frac{\phi(\widehat{\eta_p'} W_p)}{\Phi(\widehat{\eta_p'} W_p)}$ si la mujer trabaja, y $\frac{\phi(\widehat{\eta_p'} W_p)}{1-\Phi(\widehat{\eta_p'} W_p)}$ si la mujer no trabaja. También corregimos en la primera etapa los problemas de medición del consumo de bienes relacionados con las discrepancias entre gasto y consumo. En la segunda etapa, estimamos el sistema compuestos por las dos curvas de Engel (3.27) para los hogares en los que la mujer trabaja, y el sistema (??) para los hogares en los que la mujer no trabaja. En cada muestra de hogares añadimos como regresor la correspondiente variable de selección.

3.3.2 Identificación

Vamos a estudiar la identificación de los parámetros estructurales de (3.23) y (3.24) a partir de las estimaciones de los parámetros de (3.25) y (3.26). Igualando los coeficientes de ambos sistemas de curvas de Engel obtenemos ocho condiciones de identificación:

$$A_{1k} = a^1 + b^1 \left(\ln \frac{1}{2} - \alpha_k \right) \tag{3.32}$$

$$B_{1k} = b^1 (1 - \theta_k) \tag{3.33}$$

$$C_{1k} = -b^1 \gamma_{1k} \tag{3.34}$$

$$D_{1k} = -b^1 \gamma_{2k} \tag{3.35}$$

$$A_{2k} = a_k^2 + b_k^2 \left(\ln \frac{1}{2} + \alpha_k \right) \tag{3.36}$$

$$B_{2k} = b_k^2 (1 + \theta_k) \tag{3.37}$$

$$C_{2k} = b_k^2 \gamma_{1k} \tag{3.38}$$

$$D_{2k} = b_k^2 \gamma_{2k} \tag{3.39}$$

Tenemos un sistema de ocho ecuaciones con ocho parámetros estructurales desconocidos. El Jacobiano de las derivadas parciales de las expresiones de la parte derecha con respecto a los parámetros es singular, por lo que algunos parámetros no están únicamente identificados. Por otra parte, las ecuaciones (3.34), (3.35), (3.38) y (3.39) implican las siguientes restricciones:

$$\frac{C_{1k}}{D_{1k}} = \frac{C_{2k}}{D_{2k}} = \frac{\gamma_{1k}}{\gamma_{2k}} \tag{3.40}$$

Podemos identificar los parámetros de las reglas de reparto: θ_k, γ_{1k}, γ_{2k}, es decir, podemos identificar las reglas de reparto más una constante aditiva. También podemos identificar las propensiones marginales individuales al consumo para la ropa de hombre, b^1, y para la ropa de mujer, b_k^2. La propensión marginal individual al consumo para la ropa de hombre no debe depender de la participación laboral de la mujer, lo que nos proporciona otra restricción contrastable. Las expresiones que se deducen del sistema de las ocho condiciones de identificación para estos parámetros es:

$$\begin{aligned}
\theta_k &= \tfrac{B_{1k}C_{2k}+B_{2k}C_{1k}}{B_{2k}C_{1k}-B_{1k}C_{2k}} = \tfrac{B_{1k}D_{2k}+B_{2k}D_{1k}}{B_{2k}D_{1k}-B_{1k}D_{2k}} \\
b^1 &= \tfrac{B_{1k}}{1-\theta_k} \\
b_k^2 &= \tfrac{B_{2k}}{1+\theta_k} \\
\gamma_{1k} &= \tfrac{C_{1k}}{-b^1} = \tfrac{C_{2k}}{b_k^2} \\
\gamma_{2k} &= \tfrac{D_{1k}}{-b^1} = \tfrac{D_{2k}}{b_k^2}
\end{aligned} \tag{3.41}$$

El término constante, α_k, de la regla de reparto se puede fijar de manera que el reparto sea igualitario en la media del gasto privado total del hogar y de los ingresos laborales, es decir, $\Psi_k\left(\overline{x}, \overline{y}_1, \overline{y}_2\right) = 0$.

Una vez que disponemos de parámetros consistentes para las formas no restringidas de las curvas de Engel, nos queda la estimación de los parámetros estructurales a partir de las ocho condiciones de identificación. Empleamos el estimador de Mínima Distancia para estimar los cinco parámetros, $\theta_k, \gamma_{1k}, \gamma_{2k}, b^1, b_k^2$, a partir del sistema de las ocho condiciones de identificación. Para ello fijamos en cero las constantes de las curvas de Engel, a^1 y a_k^2, y calculamos α_k para que Ψ_k se anule en la media. Empleamos como parámetros iniciales los calculados a partir de las ecuaciones (3.41). Los cinco parámetros, que agrupamos en el vector $\boldsymbol{\Theta}$, resultantes son el resultado de minimizar la siguiente función:

$$Q = \mathbf{m}\left(\Theta\right)' \mathbf{W}^{-1}\mathbf{m}\left(\Theta\right),$$

donde $\mathbf{m}\left(\Theta\right)$ es un vector $8{\times}1$ con las ocho condiciones de identificación y $\mathbf{W}$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros del sistema no restringido (para los ocho parámetros de interés).

3.4 DATOS

Necesitamos los datos sobre gasto en ropa de hombre y en ropa de mujer, el gasto en bienes privados, los ingresos laborales del hombre y de la mujer, características demográficas, socioeconómicas y geográficas de los hogares.

Al igual que en el capítulo 2, consideramos los hogares formados por parejas con o sin hijos menores de 17 años y en los que el hombre trabaja a tiempo completo. Entre estos hogares consideramos dos tipos dependiendo de la participación laboral de la mujer. Según los datos de la EPF de 1990-91, tenemos 1.864 hogares con las características descritas en los que la mujer trabaja y 3.755 hogares en los que la mujer no trabaja.

Consideramos que el gasto en bienes privados está constituído por los gastos en diez bienes: alimentos, transportes y comunicaciones, ropa de hombre, ropa de mujer, salud, cuidado personal, entretenimiento en el hogar, entretenimiento fuera del hogar, vicios (alcohol y tabaco) y otros gastos. La composición de estos bienes figura en el anexo 1 del capítulo 2.

La medición del consumo anual de alimentos corrige el fenómeno de la gran compra según la técnica de Peña y Ruiz-Castillo (1998). En la medición de los consumos de ropa de hombre, ropa de mujer, salud, cuidado personal, entretenimiento en el hogar, entretenimiento fuera del hogar y otros gastos tenemos en cuenta el fenómeno de infrecuencia de compra. En la corrección del sesgo de medición debido a la infrecuencia utilizamos el método propuesto por Meghir y Robin (1992) que se explica en el Anexo 2 del capítulo 2.

En el cuadro 1 se presentan las medias, desviaciones típicas y porcentaje de ceros de las variables dependientes: las proporciones al gasto en ropa de hombre y de mujer. La proporción al gasto media en ropa de mujer es mayor si la mujer trabaja, mientras que no hay diferencias significativas entre las proporciones al gasto medias en ropa de hombre. Por tanto, estos resultados son coherentes con la propiedad de que la asignación de ropa de hombre no cambia según la participación laboral de la mujer, hecho que se deriva del supuesto de preferencias egoístas. Las medias de gasto privado *per capita* y de ingresos laborales de ambos agentes son mayores si la mujer trabaja. Las características del hogar están descritas en el cuadro 1 del capítulo 2.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

	Mujer trabaja (1)		Mujer No Trabaja (2)		Difer. medias
	# 1.864		# 3.755		$\mu_2 - \mu_1 = 0$
	Media (desv.)	% ceros	Media (desv.)	% ceros	t-Student
BIENES (W^i)					
(i=1) Ropa de Hombre	.0459 (.0653)	37.45	.0446 (.0649)	36.78	-0.71
(i=2) Ropa de Mujer	.0542 (.0745)	29.14	.0439 (.0661)	33.24	-5.24
VARIABLES EXPLICATIVAS					
Gasto privado per capita	546.649 (336.052)		412.103 (267.787)		-16.25
Consumo privado per capita	514.255 (325.309)		387.097 (258.549)		-15.89
Ingreso laboral del hombre	1.581.188 (832.795)		1.514.648 (1.031.027)		-2.42
Ingreso laboral de la mujer	999.642 (643. 102)		13.2536*		-18.08

* logaritmo del ingreso laboral potencial de la mujer estimado con la ecuación de salarios

3.5 RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones del modelo reducido y los parámetros iniciales de la regla de reparto se muestran en el cuadro 2.

CUADRO 2. PARÁMETROS ESTIMADOS

	Mujer Trabaja		Mujer No Trabaja	
	Parám.	t-Stud.	Parám.	t-Stud.
Ropa de Hombre				
A_{1k}	-.2927	(-4.93)	-.3653	(-3.77)
B_{1k}	.0244	(10.4)	.0337	(19.6)
C_{1k}	-.0042	(-2.30)	-.0016	(-1.03)
D_{1k}	-.0004	(-0.32)	.0035	(.40)
Sesgo selección	.0281	(2.23)	.0078	(.51)
Ropa de Mujer				
A_{2k}	-.4902	(-6.22)	-.0238	(-.23)
B_{2k}	.0359	(11.6)	.0247	(13.6)
C_{2k}	.0046	(1.88)	.0036	(2.14)
D_{2k}	-.0024	(-1.35)	-.0226	(-2.45)
Sesgo selección	-.0009	(-.05)	-.0174	(-1.08)

Parámetros iniciales de la Regla de Reparto

	Mujer Trabaja		Mujer No Trabaja	
	Parám.	Desv.	Parám.	Desv.
$\theta_k \ (y_1)$	.15129	(.3661)	-.50086	(.4309)
b^1	.02872	(.0126)	.02248	(.0067)
b_k^2	.03117	(.0097)	.04954	(.0423)
$\gamma_{1k} = \frac{C_{1k}}{-b^1} = \frac{C_{2k}}{b_k^2}$ (*)	.14742	(.0503)	.07311	(.0520)
$\gamma_{2k} = \frac{D_{1k}}{-b^1}$	.01499	(.0464)	-.15625	(.3854)
$\gamma_{2k} = \frac{D_{2k}}{b_k^2}$	-.07665	(.0566)	-.45719	(.4295)

(*) se cumple por construcción al calcular θ_k mediante y_1

Las estimaciones de B_{ik} nos indican que la ropa de hombre y la ropa de mujer son bienes de lujo, si consideramos sus elasticidades con respecto al gasto total en bienes privados. Si la mujer trabaja, es mayor la propensión marginal al consumo del hogar de ropa de mujer que de ropa de hombre. Sin embargo, si la mujer no trabaja ocurre al contrario.

Podemos observar directamente el signo de los efectos de y_1 e y_2 sobre la regla de reparto mediante los signos de C_{ik} y D_{ik}, respectivamente. Sólo necesitamos suponer que las propensiones marginales individuales al consumo son positivas. Si en las expresiones (3.6) y (3.7) suponemos que $f^{1\prime}$, $f^{2\prime}$ y $g^{2\prime}$ son positivas, y observamos los signos de $\partial\psi_k^i/\partial y_{1k} = C_{ik}$ y $\partial\psi_k^i/\partial y_{2k} = D_{ik}$, entonces podemos deducir si un aumento del ingreso laboral del hombre produce un efecto redistributivo $(\partial\Phi_k/\partial y_{1k} > 0)$ o un efecto de regateo $(\partial\Phi_k/\partial y_{1k} < 0)$, y análogamente para el ingreso laboral de la mujer.

El efecto negativo observado del ingreso laboral del hombre sobre la ropa de hombre si la mujer trabaja nos indica que, en este caso, existe un efecto redistributivo: cuando se incrementa el ingreso laboral del hombre, la reasignación del gasto en bienes privados favorece a la mujer. La misma interpretación tienen los efectos positivos observados del ingreso laboral del hombre sobre la ropa de mujer, tanto si la mujer trabaja como si no la hace, ya que se deducen efectos positivos de y_{1k} sobre ambas reglas de reparto.

Observamos un efecto negativo del ingreso laboral potencial de la mujer sobre la ropa de mujer, que implica un efecto negativo sobre la regla de reparto Φ_2, por lo que proporciona evidencia en contra de la hipótesis de que este ingreso incremente el poder de negociación de la mujer. Pero como alternativa, no sabemos si esto se puede interpretar como un efecto redistributivo de la mujer hacia el hombre ya que este ingreso no se percibe realmente.

No hay evidencia en contra de las restricciones (3.40). Si la mujer trabaja el estadístico bajo la hipótesis nula es $\chi_1^2 = .14$, y si la mujer no trabaja $\chi_1^2 = .06$.

Los parámetros estimados para la regla de reparto no son significativamente distintos de cero, excepto γ_{11} cuyo signo positivo refuerza la hipótesis del efecto redistributivo del ingreso laboral del hombre hacia el gasto de la mujer si ésta trabaja.

Las estimaciones obtenidas de resolver el sistema de las ocho ecuaciones de identificación mediante el estimador de mínima distancia se presentan en el cuadro 3.

CUADRO 3. LA REGLA DE REPARTO

	Mujer Trabaja		Mujer No Trabaja	
	Parámetro	t-Student	Parámetro	t-Student
θ_k	-.62797	(-10.5)	.49445	(5.62)
γ_{1k}	-.02231	(-1.11)	-.39771	(-5.69)
γ_{2k}	.07262	(2.80)	.03566	(1.38)
PROP. MARGINALES INDIVIDUALES				
	Mujer Trabaja		Mujer No Trabaja	
	Parámetro	t-Student	Parámetro	t-Student
b^{1*}	.00854	(7.49)	.06226	(5.63)
b_k^2	.08869	(5.46)	.01038	(11.1)

* Se rechaza la hipótesis de igualdad de b^1 para $k = 1, 2$

Hemos encontrado evidencia en contra de la propiedad de ausencia de efecto de la participación laboral de la mujer sobre la asignación del gasto en ropa de hombre ya que rechazamos la propiedad de igualdad de la forma estructural de las curvas de Engel individuales de ropa de hombre (las estimaciones del coeficiente b^1 son significativamente distintas en cada muestra). En consecuencia rechazamos los supuestos sobre la forma de las preferncias individuales.

Observamos un sesgo de selección positivo sobre la proporción al gasto en ropa de hombre si la mujer trabaja. La media de la proporción al gasto en ropa de hombre condicionada por la participación laboral de la mujer es mayor que la media sin condicionar (no observable). Si este efecto se transmite a través de la regla de reparto, no supone evidencia en contra de que la asignación de ropa de hombre no depende de la participación laboral de la mujer. Pero en general, indica lo contrario y proporciona más evidencia en contra de la forma de las preferencias individuales.

Si las preferencias individuales del hombre dependen condicionalmente de la participación laboral de la mujer, entonces podemos mantener el resultado de existencia de la regla de reaparto con los parámetros que hemos estimado. Pero esto contradice el supuesto de preferencias egoístas. De la interpretación de los parámetros estimados de la regla de reparto obtenemos los siguientes resultados.

i) El consumo de bienes privados correspondiente a la mujer es una necesidad si la mujer trabaja, mientras que es un lujo si la mujer no trabaja.

ii) El signo de los efectos de los ingresos laborales los debemos interpretar según la ecuación (3.14). Tomando $\rho = 0.5$, el signo positivo del coeficiente del ingreso laboral de la mujer que trabaja va a producir un efecto positivo del ingreso laboral de la mujer sobre su reparto del gasto privado, lo que indica que este ingreso actúa incrementando el poder de negociación de la mujer. Sin embargo, el signo negativo y la importante magnitud del coeficiente del ingreso laboral del hombre en el caso en el que la mujer no trabaja no implica necesariamente un efecto de regateo o efecto negativo del ingreso del hombre sobre el reparto del gasto hacia la mujer. Según la ecuación (3.14) y el valor de $\theta_2 = .49$, el ingreso laboral del hombre ejerce un efecto positivo sobre el gasto total en bienes privados que incrementa de forma considerable la parte del gasto correspondiente a la mujer, por ser su elasticidad con respecto a este gasto mayor que la unidad. Este efecto positivo es difícil que se vea anulado por el efecto negativo del ingreso laboral del hombre que se observa controlando por el nivel de gasto (γ_{12}). Por ello, es plausible mantener el resultado previo de que el el ingreso laboral del hombre ejerce un efecto redistributivo sobre el consumo en bienes privados de la mujer que no trabaja.

iii) Las propensiones marginales individuales al consumo de ropa de hombre y ropa de mujer nos indican que la ropa de mujer es un lujo (con una elasticidad con respecto al gasto de la mujer alrededor de 2.6) para la mujer que trabaja pero, si la mujer no trabaja, se reduce apreciablemente su elasticidad con respecto al gasto en bienes privados de la mujer. Lo contrario ocurre con la ropa de hombre que, según su elasticidad con respecto al gasto en bienes privados del hombre, es un lujo si la mujer no trabaja pero su elasticidad está cerca de la unidad si la mujer trabaja.

3.6 CONCLUSIONES

El modelo colectivo nos permite estudiar cómo el reparto del gasto dentro del hogar (la regla de reparto) está afectado por los ingresos laborales individuales y el gasto total del hogar en bienes privados. Adoptando una serie de supuestos adicionales al supuesto de eficiencia en sentido de Pareto (preferencias egoístas, separabilidad entre bienes públicos y privados y asignabilidad de la ropa para el hombre y la mujer) es posible identificar las características del reparto del gasto en el seno del hogar. No podemos identificar qué parte exacta del gasto en bienes privados corresponde a la mujer y qué parte al hombre.

El modelo teórico predice que las curvas de Engel individuales de la ropa de hombre no dependen de la participación laboral de la mujer, sin embargo encontramos que las elasticidades de las ropa de hombre con respecto al gasto en bienes privados del hombre son significativamente distintas según la mujer trabaje o no lo haga, lo que contradice la predicción del modelo teórico. Esta contradicción la interpretamos como evidencia en contra de los supuestos sobre la forma de las preferencias.

Hemos considerado que el ingreso laboral potencial de la mujer no está afectado por el ingreso laboral del hombre ni por el gasto total del hogar. Sin embargo, si nos situamos en la frontera de participación de forma que la mujer está indiferente entre trabajar y no hacerlo, su ingreso laboral potencial se iguala a su salario de reserva. La identificación del salario de reserva de la mujer en función del gasto total del hogar y del ingreso laboral del hombre es una extensión de este capítulo.

Bibliografía

[1] Blundell, R., Chiappori, P.A., Magnac, T. y Meghir, C. (1998), "Collective Labor Supply: Heterogeneity and Nonparticipation", Mimeo, University College of London.

[2] Bourguignon, F., Browning, M. y Chiappori, P.A. (1995), "The Collective Approach to Household Behaviour", Document n^o 95-04, DELTA.

[3] Browning, M., Bourguignon, F., Chiappori, P.A. y Lechene, V. (1994), "Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation", *Journal of Political Economy, Vol. 102, N. 6*, pp. 1067-1096.

[4] Chiappori, P.A., (1988), "Rational Household Labor Supply", *Econometrica, Vol. 56, N.1*, pp. 63-90

[5] Chiappori, P.A., Fortin, B. y Lacroix, G. (1997), "Household Labor Supply, Sharing Rule and the Marriage Market", Mimeo, The University of Chicago.

[6] Chuiri, M.C. (1999), "Intra-Household Allocation of Time and Resources: Empirical Evidence on a Sample of Italian Households with Young Children", Working Paper n^o 15, CSEF, Università degli Studi di Salerno.

[7] Deaton, A., Ruiz-Castillo, J., y Thomas, D. (1989), "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence", *Journal of Political Economy, Vol. 97, N. 1*, pp. 179-200.

[8] Donni, O. (2000), "Collective Household Labor Supply: Extensions", Mimeo, DELTA.

[9] Fortin, B. y Lacroix, G. (1997), "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply", *The Economic Journal, Vol. 107,* pp. 933-955.

[10] Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, NewYork: Cambridge University Press.

[11] Martínez-Granado. M. (1995), "An Empirical Model of Married Women Labour Supply for Spain", Mimeo, University College of London.

[12] Meghir, C. y Robin, J.M. (1992), "Frecuency of Purchase and the Estimation of Demand Systems", *Journal of Econometrics, Vol 53*, pp. 53-85.

[13] Peña, D. y Ruiz-Castillo, J. (1998), "Estimating Food and Drinks Household Expenditures in the Presence of Bulk Purchases", *Journal of Business and Economic Statistics, Vol 16, N. 3*, pp.292-303.

[14] Zamora, B. (2000), "La Participación Laboral de la Mujer y la Asignación del Gasto. Evidencia para Hogares Españoles", Mimeo, Universidad Carlos III de Madrid.

Capítulo 4

RATIONALITY IN THE JOINT ALLOCATION OF PRIVATE AND PUBLIC GOODS

4.1 INTRODUCTION

Although people within the household exchange material and immaterial goods, we can only observe the material aggregate consumption that results from this exchange process. The difficulty, of course, is that aggregate household consumption equals individual consumption in only three cases: single-person households, public goods, and in the case of goods whose consumption is exclusive to a household member (exclusive goods).

Traditional models of household demand based on a representative consumer are called *unitary models*. Because empirical properties derived from them (aggregation, homogeneity, symmetry and negative semi-definiteness of the Slutsky matrix) have received little empirical support, we may conclude that individual rationality presents serious difficulties when attempting to explain household behavior.

Alternatively, household behavior can be modeled as a decision process in which several individuals are involved. These kinds of models, known as *collective models*, have two principal objectives. i) to derive empirical properties of household demand, and ii) to recover the intrahousehold allocations of goods and welfare.

Within collective models, there is a strand of the literature that is based on the idea that "*the household is modeled as a two-member collectivity taking Pareto-efficient decisions*" (Chiappori, 1988). According to the assumptions of the model, we distinguish between three groups of papers which, in chronological order, are:

1) Manser and Brown (1980) and McElroy and Horney (1981) model household decisions as the equilibrium from a Nash bargaining game where the threat point is a function of exogenous variables called *extrahousehold environmental parameters* (EEP). The Nash bargaining game results in efficient outcomes, so these models fit into Chiappori's efficiency idea.

2) Chiappori (1988, 1992) provides the most general framework for the study of the intrahousehold allocation of private goods under the sole assumption of efficiency. Within this framework, there are two types of important results: those involving empirical properties of labor supply functions for egoistic agents, and those referring to the recovery of the sharing rule between household members.

3) The third group of models also starts from the efficiency premise but adds the assumption of the existence of, at least, a *distribution factor* that affects the reserve utility of both agents but

does not affect either their preferences for goods or the budget constraint. A distribution factor is, therefore, an EEP in McElroy's terminology. This methodology is applied, for example, in Bourguignon *et al.* (1993, 1995), Browning and Chiappori (1994), Browning *et al.* (1994), and Chiappori *et al.* (1997).

The aim of this paper is to derive empirical properties of the household demands, and to recover intrahousehold allocations in the presence of public goods. For this purpose, we extend Chiappori's (1988) parametric model allowing for the joint choice between public and private goods. The assumption of weak separability between private and public goods, implicit in Chiappori's model, does not lead to any new result. But under a different separability assumption between public goods and exclusive goods, we obtain the following results:

1) Efficiency necessary conditions on household demands for private and public goods. We prove that the conditions obtained in Chiappori (1988) are a particular case of ours when the consumption of public goods is zero.

2) We do not recover the intrahousehold allocation of private goods completely, but we do recover its variation with respect to prices. The corresponding results in Chiappori's model without public goods are nested into ours.

The theoretical importance of the assumption S is based on the possibility of measuring the effect of the public goods on the sharing rule. Also, the empirical restrictions allows the new effect of the public goods. The main limitation of the assumption S is the applicability of the model to labor supply. Since the wages could affect the public good demands, our assumption is not applicable to this case. If we consider clothing for the man and the woman as the exclusive goods and the clean house as the public good, we can test the assumption S.

The paper is organized as follows. In section 2 we introduce the notation and Chiappori's main results under weak separable preferences between private and public goods. In section 3 we introduce a different separability assumption and derive our results. In section 4 we apply the above results for a particular specification of household demands. In section 5 we discuss the main restrictions and contributions of our model to the empirical study of consumer behavior.

4.2 THE INITIAL MODEL: NOTATION AND CHIAPPORI'S RESULTS

Assume that a household consists of two adults who decide on how to allocate the household endowment, X, among goods, which we classify into three groups. First, there are *private goods* like food, alcohol, tobacco, and goods linked to education or entertainment activities for which individual consumptions are unobservable. What we observe is the aggregate consumption of private goods $Z = Z^1 + Z^2$, where Z^i is the amount consumed by agent i for $i = 1, 2$. Second, we observe individual expenditures for some adult *exclusive goods*, like women's or men's clothing expenditures. Leisure is a special case of an exclusive good included in Chiappori (1988) but which is excluded from our model. We denote by q^i the exclusive good consumed by agent i. Finally, household *public goods* (Q) are goods that are characterized by non-rivalry and non-exclusion, for which individual consumption coincides with the aggregate amount. Expenditures on housing and furniture and their maintenance are household public goods, which we call "clean house" following Pollak and Wachter (1975).

Household preferences are characterized by a pair of utility functions, $U^i\left(q^i, Z^i, Q\right)$ for $i = 1, 2$, which are assumed to be strictly monotonic, strongly quasi-concave, and twice continuously differentiable.

To sum up, the household is an economy, ξ, characterized by two consumption sets, $\left\{q^i, Z^i, Q\right\} \subset \mathbb{R}^3_+$, two utility functions $U^i : \left\{q^i, Z^i, Q\right\} \to \mathbb{R}$, $i = 1, 2$, and the income household endowment, X.

4.2.1 Chiappori's (1988) Results: A Reinterpretation

Chiappori's original model studies the following question: what conditions characterize the leisure $\left(L^i\right)$ and private goods (Z) demands if they arise from an efficient allocation? The demand functions with this property are called **collectively rational for egoistic agents.**

Definition 1 *Let T be the time endowment for both agents. For any wages, w_1, w_2, and non-labor income, y, the household demand for leisure $\left(\overline{L}^1(w_1, w_2, y), \overline{L}^2(w_1, w_2, y)\right)$ is said to be* ***collectively rational for egoistic agents*** *(CREA) if there exist two demand functions $\overline{Z}^1$*

and $\overline{Z}^2$ *from* $\mathbb{R}^3_+$ *to* $\mathbb{R}_+$, *and two utility functions* $U^1(L^1, Z^1)$ *and* $U^2(L^2, Z^2)$ *such that the functions* $\overline{L}^1, \overline{L}^2, \overline{Z}^1, \overline{Z}^2$ *solve the following problem:*

$$\underset{L^1,L^2,Z^1,Z^2}{Max} \quad U^1(L^1, Z^1) + \mu(w_1, w_2, y) U^2(L^2, Z^2)$$

$$s.t. \qquad Z^1 + Z^2 \leq y + w^1(T - L^1) + w^2(T - L^2)$$

The first order conditions for this problem are:

$$U^1_{q^1}(L^1, Z^1) = w_1 U^1_{z^1}(L^1, Z^1), \tag{1}$$

$$U^2_{q^2}(L^2, Z^2) = w_2 U^2_{z^2}(L^2, Z^2), \tag{2}$$

$$Z^1 + Z^2 = y + w_1(T - L^1) + w_2(T - L^2). \tag{3}$$

One of the main reasons why adults decide to live together is to enjoy scale economies in the consumption of public goods. From this perspective, the above model can be reinterpreted as a model under the assumption of weakly separable preferences between private and exclusive goods, on the one hand, and public goods, on the other. If we let C be the price of a single public good and replace labor supply $(T - L^i)$ by $-q^i$, wages w_i by prices p_i, and non-labor income y by private and exclusive goods expenditures $x = X - CQ$, then the problem becomes:

$$\underset{q^1,q^2,Z^1,Z^2,Q}{Max} \quad U^1\left(v^1_1(q^1, Z^1), v^1_2(Q)\right) + \mu U^2\left(v^2_1(q^2, Z^2), v^2_1(Q)\right) \tag{P2}$$

$$s.t. \qquad p_1 q^1 + p_2 q^2 + Z^1 + Z^2 + CQ \leq X.$$

The first order conditions for this new problem are:

$$v^1_{q^1}(q^1, Z^1) = p_1 v^1_{z^1}(q^1, Z^1), \tag{4}$$

$$v^2_{q^2}(q^2, Z^2) = p_2 v^2_{z^2}(q^2, Z^2), \tag{5}$$

$$\frac{U^1_2\left(v^1_1(q^1, Z^1), v^1_2(Q)\right) v^1_{2Q}(Q)}{U^1_1\left(v^1_1(q^1, Z^1), v^1_2(Q)\right) v^1_{1Z^1}(q^1, Z^1)} + \frac{U^2_2\left(v^2_1(q^2, Z^2), v^2_2(Q)\right) v^2_{2Q}(Q)}{U^2_1\left(v^2_1(q^2, Z^2), v^2_2(Q)\right) v^2_{1Z^2}(q^2, Z^2)} = c, \tag{6}$$

$$Z^2 + p_2 q^2 = (X - CQ) - p_1 q^1 - Z^1. \tag{7}$$

This new problem can be interpreted as a two stage problem. At the first stage, the household allocates total expenditure between private, exclusive and public goods, and at the second stage, expenditures on private and exclusive goods are allocated among household members. Conditions (4), (5) and (7) are the same as conditions (1) to (3), respectively, in the problem (P1) without public goods. Therefore, Chiappori's results obtained from that problem apply to the study of the allocation of the private and exclusive goods expenditures in the second stage of problem (P2).

Under our assumptions, the demand functions q^1, q^2 from $\mathbb{R}^3_+$ to $\mathbb{R}_+$ are twice differentiable. We use the following notation from Chiappori (1988):

$M_k = \frac{\partial M}{\partial K}$, where $M = q^1, q^2, Z^1, Z^2$, etc., and $K = p_1, p_2, x$

$$A = \frac{q^1_{p2}}{q^1_x}, \qquad B = \frac{q^2_{p_1}}{q^2_x}, \qquad and$$

$$\alpha = \begin{cases} \left[1 - \frac{BA_x - A_{p_1}}{AB_x - B_{p_2}}\right]^{-1} & if\ AB_x - B_{p_2} \neq 0 \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

$$\beta = 1 - \alpha.$$

Chiappori (1988) arrives to the following result:

Proposition 2 *Let the demand functions q^1 and q^2 satisfy the two following regularity conditions for each (p_1, p_2, x) :*

$$q^1_x . q^2_x \neq 0 \tag{R1}$$

$$AB_x - B_{p_2} \neq BA_x - B_{p_2}. \tag{R2}$$

For q^1, q^2 to be ***collectively rational for egoistic agents*** *in the sense of Definition 1, the following conditions are necessary:*

$$\alpha_x A + \alpha A_x - \alpha_{p_2} = 0 \tag{CREA a}$$

$$\beta_x B + \beta B_x - \beta_{p_1} = 0. \tag{CREA b}$$

If these conditions are satisfied, Z^1 and Z^2 are unique up to an additive constant, and Z^i depends only on $q^i(p_1, p_2, x)$ and p_i $(i = 1, 2)$.

The conditions (CREA a, b) are empirical properties on first and second demand derivatives. In view of Proposition 1, if these properties are not satisfied, then we know that household outcomes are not efficient.

We are also interested in recovering the unobserved intrahousehold allocation of private goods. We have interpreted that the private goods expenditures in the second stage of problem (P2) are allocated between the two household members. Then, conditional on that allocation, each one solves his/her own utility maximization problem. From the Second Welfare Theorem, we know that if $(q^{1*}, q^{2*}, Z^{1*}, Z^{2*})$ is an efficient allocation and $x > 0$ is the household expenditure on private and exclusive goods, there exists a price vector (p_1^*, p_2^*) in $\mathbb{R}_+^2$, such that $(q^{1*}, q^{2*}, Z^{1*}, Z^{2*}; p_1^*, p_2^*)$ is the competitive equilibrium that solves the pair of individual problems:

$$\begin{cases} \underset{q^i, Z^i}{Max} \;\; v^i\left(q^i, Z^i\right) \\ s.t. \qquad p_i q^i + Z^i = \phi^{i*} \qquad i = 1, 2, \end{cases}$$

where $\phi^{i*} = p_i^* q^{i*} + Z^{i*}$. Based on this Theorem we define the existence of a sharing rule function.

Definition 3 *Let $q^1(p_1, p_2, x)$ and $Z^1(p_1, p_2, x)$ be two demand functions that solve the problem*

$$\begin{aligned} &\underset{q^1, Z^1}{Max} \;\; v^1\left(q^1, Z^1\right) \\ &s.t. \qquad p_1 q^1 + Z^1 = \phi(p_1, p_2, x). \end{aligned}$$

Then the function $\phi : \mathbb{R}_+^3 \to]0, X[$ is the ***sharing rule****, where*

$$\phi(p_1, p_2, x) = p_1 q^1(p_1, p_2, x) + Z^1(p_1, p_2, x).$$

The conditions (CREA a, b) of Proposition 1 imply the existence of such a sharing rule.

Proposition 4 *(Chiappori, 1988 and 1992). Given two demand functions q^1 and q^2 satisfying conditions (CREA a, b) of Proposition 1, a sharing rule is defined up to an additive constant;*

specifically, its partial derivatives are given by

$$\begin{aligned} \phi_x &= \alpha \\ \phi_{p_1} &= -\beta B \\ \phi_{p_2} &= \alpha A \end{aligned}$$

The derivative of the sharing rule with respect to x, α, is the share of marginal expenditure received by member 1. $\beta = 1 - \alpha$, is the share of marginal expenditure received by member 2. ϕ_{p_i} is the marginal change in expenditures when there is a change in the price p_i. We are interested in the sign of these derivatives for specific demand functions (see below the example in section 4).

Because of the weak separability assumption, this model does not allow us to analyze the effect of public goods on the intrahousehold allocation of private goods. In the following section we introduce another separability assumption between public and exclusive goods in order to obtain an expression for the relationship between the amount of public goods and the sharing rule which guides the allocation of the private good expenditures.

4.3 THE EXTENDED MODEL: PUBLIC GOOD EFFECT

In general, we expect that the price of a public good affects the demand for both private and exclusive goods. In this paper, however, we only allow for the public good effect on the private good demand but not on the exclusive good demand. For this purpose, we make the following separability assumption between household public goods and exclusive goods:

Assumption S. The public good price does not enter the exclusive good demand and the exclusive good price does not enter the public good demand. Mathematically:

$$q^i_c = 0, \qquad Q_{p_i} = 0 \quad i = 1, 2. \tag{S}$$

The advantage of this assumption is that it is testable. For example, if we estimate three demand functions for women's clothing, men's clothing and the clean house, we can test if clothing prices affect the clean house demand, and if the clean house price affects clothing demands. Intuitively, the wage rate may very well affect the demand for public goods. This is why we exclude leisure from the list of exclusive goods in what follows.

In this framework, we define a collectively rational behavior.

Definition 5 *Household demands for the exclusive goods* $(\overline{q}^1(p_1,p_2,X)\ ,\overline{q}^2(p_1,p_2,X))$ *and for the public good* $\overline{Q}(c,X)$ *are said to be* **collectively rational** *(CR*) if there exist two demand functions* $\overline{Z}^1$ *and* $\overline{Z}^2$ *from* $\mathbb{R}_+^4$ *to* $\mathbb{R}_+$*, and two utility functions* $U^1(L^1,Z^1,Q)$ *and* $U^2(L^2,Z^2,Q)$ *such that, for all* (p_1,p_2,c,X) *in* $\mathbb{R}_+^4$ *and* $\mu\in\mathbb{R}_+$*, the functions* $\overline{q}^1,\overline{q}^2,\overline{Z}^1,\overline{Z}^2,\overline{Q}$*, solve the problem*

$$\underset{q^1,q^2,Z^1,Z^2,Q}{Max}\quad U^1\left(q^1,Z^1,Q\right)+\mu U^2\left(q^2,Z^2,Q\right) \tag{P3}$$

$$s.t.\qquad p_1q^1+p_2q^2+Z^1+Z^2+cQ\leq X.$$

The first order conditions are:

$$U^1_{q^1}\left(q^1,Z^1,Q\right)=p_1U^1_{z^1}\left(q^1,Z^1,Q\right), \tag{8}$$

$$U^2_{q^2}\left(q^2,Z^2,Q\right)=p_2U^2_{z^2}\left(q^2,Z^2,Q\right), \tag{9}$$

$$\frac{U^1_Q\left(q^1,Z^1,Q\right)}{U^1_z\left(q^1,Z^1,Q\right)}+\frac{U^2_Q\left(q^2,Z^2,Q\right)}{U^2_z\left(q^2,Z^2,Q\right)}=c, \tag{10}$$

$$p_1q^1+p_2q^2+Z^1+Z^2+cQ=X. \tag{11}$$

In what follows, we keep Chiappori's notation (A, B, α, β), but introduce new notations to include the public good demand:

$M_k=\frac{\partial M}{\partial K}$, $M=q^1,\ q^2,\ Q,\ Z^1,\ Z^2$, etc. and $K=p_1,p_2,C,X$.

$$A=\frac{q^1_{p_2}}{q^1_x},\ B=\frac{q^2_{p_1}}{q^2_x},\ D=\frac{Q_c}{Q_x},\ \delta=\frac{D+Q}{D},$$

$$\alpha=\begin{cases}\left[1-\frac{BA_x-A_{p_1}}{AB_x-B_{p_2}}\right]^{-1} & \text{if } AB_x-B_{p_2}\neq 0\\ 0 & \text{otherwise,}\end{cases}$$

$$\gamma = \begin{cases} \frac{AB\left(\delta_x - \frac{\delta_c}{D}\right)}{A_{p_1} - BA_x - \left(B_{p_2} - AB_x\right)} & \text{if } A_{p_1} - BA_x \neq B_{p_2} - AB_x \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

$$\beta = 1 - \alpha.$$

When a term is multiplied by δ, we denote it with $'$; for example, $\alpha' = \alpha\delta$, $\alpha'_x = (\alpha\delta)_x = \alpha_x\delta + \delta_x\alpha$.

The following result is based on conditions (8), (9) and (11).

Proposition 6 *Let the demand functions q^1, q^2 and Q satisfy the two following regularity conditions. For each (p_1, p_2, c, X) in $\mathbb{R}^4_+$,*

$$q^1_x \neq 0,\ q^2_x \neq 0 \text{ and } \ Q_c \neq 0, \tag{R*1}$$

$$AB_x - B_{p_2} \neq BA_x - B_{p_2}. \tag{R*2}$$

For q^1, q^2, Q to be ***collectively rational*** *in the sense of Definition 3, the following conditions are necessary:*

$$\left(\alpha' + \gamma\right) A_x + A\left(\alpha'_x + \gamma_x\right) = \frac{A}{D}\left(\alpha'_c + \gamma_c\right) + \left(\alpha'_{p_2} + \gamma_{p_2}\right), \tag{CR* a}$$

$$\left(\beta' - \gamma\right) B_x + B\left(\beta'_x - \gamma_x\right) = \frac{B}{D}\left(\beta'_c - \gamma_c\right) + \left(\beta'_{p_1} - \gamma_{p_1}\right). \tag{CR* b}$$

If these conditions are satisfied, then we can recover the functions $Z^1_{p_i}$ and $Z^2_{p_i}$, and Z^i only depends on $q^i(p_1, p_2, X)$, $Q(c, X)$ and p_i $(i = 1, 2)$.

See the proof in Appendix 1.

Corollary 7 *The conditions (CREA a) and (CREA b) from the model without public goods are nested in conditions (CR* a) and (CR* b) for the case $Q = 0$.*

Proof. If $Q = 0$, then $\delta = \left(\frac{D+Q}{D}\right) = \frac{Q_c + QQ_x}{Q_c} = 1$. This implies that $\gamma = 0$, $\alpha' = \alpha\delta = \alpha$, $\beta' = \beta\delta = \beta$, and $\alpha_c = 0$. Therefore, replacing these in the expression (CR* a):

$\left\{\left(\alpha' + \gamma\right) A_x + A\left(\alpha'_x + \gamma_x\right) - \frac{A}{D}\left(\alpha'_c + \gamma_c\right) - \left(\alpha'_{p_2} + \gamma_{p_2}\right) = 0\right\}$, becomes expression (CREA a): $\{\alpha A_x + A\alpha_x - \alpha_{p_2} = 0\}$. Analogously, expression (CR* b) becomes (CREA b) when $Q = 0$. ■

The conditions (CR* a) and (CR* b) are empirical properties of the demand functions formulated in terms of their first and second derivatives with respect to prices and household expenditures. Thus, for a particular system of demand functions, these conditions will appear as parameter restrictions.

We are interested in the effect of public goods on the sharing rule which gives us the individual expenditure on private goods.

Definition 8 *Let $q^i(p_1, p_2, X)$, $Z^i(p_1, p_2, c, X)$ and $Q(c, X)$, for $i = 1, 2$, be the demand functions that solve the problem*

$$\underset{q^1,q^2,Z^1,Z^2,Q}{Max} \quad U^1\left(q^1, Z^1, Q\right) + \mu U^2\left(q^2, Z^2, Q\right)$$

$$s.t. \qquad p_1 q^1 + p_2 q^2 + Z^1 + Z^2 + CQ \leq X.$$

Then the function $\Phi : \mathbb{R}^4_+ \rightarrow]0, X[$ is the ***sharing rule for private goods****, where*

$$\Phi(p_1, p_2, c, X) = p_1 q^1(p_1, p_2, X) + Z^1(p_1, p_2, c, X).$$

As before, the efficiency conditions of Proposition 3 are sufficient for the existence of the sharing rule for private goods.

Proposition 9 *Given the demand functions q^1, q^2 and Q, satisfying conditions (CR* a) and (CR* b) of Proposition 3, the derivatives of the sharing rule for private goods with respect to prices are given by*

$$\begin{aligned}
\Phi_{p_1} &= B(-\beta\delta + \gamma) = \phi_{p_1}\delta + B\gamma, \\
\Phi_{p_2} &= A(\alpha\delta + \gamma) = \phi_{p_2}\delta + A\gamma,
\end{aligned}$$

where ϕ is the sharing rule in the model without public goods.

The proof is in Appendix 2.

Corollary 10 *In the case of zero consumption of public goods, the derivatives of the sharing rule with respect to prices in the model without public goods, ϕ_{p_i}, coincides with the derivatives of the sharing rule for private goods in the model with public goods, Φ_{p_i}.*

Proof. *If $Q = 0$, $\delta = 1$ and $\gamma = 0$, then*

$$\begin{aligned}
\Phi_{p_1} &= \phi_{p_1}\delta + B\gamma = \phi_{p_1}, \\
\Phi_{p_2} &= \phi_{p_2}\delta + A\gamma = \phi_{p_2}.
\end{aligned}$$

■

Remark 1 *We observe two components in the derivatives of the* **sharing rule** *with respect to prices. If public goods are normal goods, then the first component, $\phi_{p_i}\delta$, is smaller in absolute value than ϕ_{p_i} because $\delta \in [0,1]$.*

We have $\delta = \frac{Q_c + QQ_x}{Q_c}$. In the optimal allocation, the numerator is the Slutsky equation, i.e., the substitution effect calculated from the Hicksian demand for public good. The denominator is the total effect calculated from the Marshallian demand. If public goods are normal goods, then the substitution effect has an absolute value smaller than the total effect, and we therefore have $\delta \in [0,1]$ and $\left|\phi_{p_i}\delta\right| \leq \left|\phi_{p_i}\right|$.

4.4 AN ILLUSTRATIVE EXAMPLE

We take the functional form of Chiappori's example (1988 and 1992) for exclusive goods demand, we add a public good demand, and we assume that such demands satisfy assumption (S) :

$$\begin{aligned}
q^1(X, p_1, p_2) &= a_1 + b_1 X + c_1 X \log X + d_1^1 p_1 + d_1^2 p_2, && (4.1) \\
q^2(X, p_1, p_2) &= a_2 + b_2 X + c_2 X \log X + d_2^1 p_1 + d_2^2 p_2, && (4.2) \\
Q(X, C) &= a_3 + b_3 X + c_3 X \log X + d_3 C. && (4.3)
\end{aligned}$$

We calculate the terms used in Proposition 3:

$$q_{p_j}^i = d_i^j,\ Q_c = d_3,\ q_x^i = b_i + c_i + c_i \log X,\ q_{xx}^i = c_i/X,$$

$$Q_x = b_3 + c_3 + c_3 \log X, \quad Q_{xx} = c_3/X,$$

$$A = \frac{d_1^2}{q_x^1}, \quad B = \frac{d_2^1}{q_x^2}, \quad D = \frac{d_3}{Q_x},$$

$$\alpha = \frac{c_2}{c_2 b_1 - c_1 b_2} q_x^1, \quad \beta = \frac{c_1}{c_1 b_2 - c_2 b_1} q_x^2,$$

$$\delta = 1 + \frac{Q Q_x}{d_3}, \ \gamma = \frac{c_3}{d_3 \left(c_1 b_2 - c_2 b_1\right)} q_x^1 q_x^2 Q,$$

$$\alpha_x = \frac{c_2}{c_2 b_1 - c_1 b_2} q_{xx}^1 = \alpha \frac{q_{xx}^1}{q_x^1}, \quad \alpha_{p_2} = \alpha_c = 0,$$

$$\gamma_x = \gamma \left(\frac{q_{xx}^1}{q_x^1} + \frac{q_{xx}^2}{q_x^2} + \frac{Q_x}{Q} \right), \quad \gamma_c = \gamma \frac{Q_c}{Q}, \quad \gamma_{p_i} = 0,$$

$$\delta_x = \frac{Q_x Q_x}{Q_c} + \frac{Q Q_{xx}}{Q_c}, \quad \delta_c = Q_x.$$

4.4.1 The Initial Model without Public Goods

In this example, the regularity conditions *(R1)* $q_x^1 q_x^2 \neq 0$ and *(R2)* $(AB_x - B_{p_2} \neq BA_x - B_{p_2})$ are satisfied for all x when $c_1 b_2 \neq c_2 b_1$.

The demand functions are linear in prices, so that $\alpha_{p_2} = \beta_{p_1} = 0$. The necessary conditions imposed by colllective rationality for egoistic agents are:

$$\alpha_x A + \alpha A_x = 0, \tag{CRAE a}$$

$$\beta_x B + \beta B_x = 0. \tag{CRAE b}$$

Since $\alpha_x A + \alpha A_x = \frac{\partial}{\partial X} \alpha A = \frac{\partial}{\partial X} \left(\frac{c_2}{c_2 b_1 - c_1 b_2} q_x^1 \frac{d_1^2}{q_x^1} \right) = 0$, these conditions are always satisfied for all values of the parameters $a_i, b_i, c_i, d_i^i, d_i^j$, $i, j = 1, 2$. Consequently, we cannot test efficiency for this functional form. We can, however, recover the derivatives of the sharing rule:

$$\begin{aligned} \phi_x &= \alpha = \frac{c_2 \left(b_1 + c_1 + c_1 \log X\right)}{H} \\ \phi_{p_1} &= -\beta B = \frac{c_1 d_2^1}{H} \\ \phi_{p_2} &= \alpha A = \frac{c_2 d_1^2}{H} \end{aligned}$$

where $H = c_2 b_1 - c_1 b_2$.

We want to know the sign of these derivatives in order to predict whether a change in private and exclusive goods expenditures, x, or a change in exclusive goods prices, will produce either an increase or a decrease in individual expenditures. If we assume that all goods are normal, then $q_x^i > 0$, $Q_x > 0$ for all X, ($b_i > 0$ and $c_i > 0$) and $q_{p_i}^i < 0$, $Q_c < 0$ ($d_i^i < 0, d_3 < 0$). The cross-price effect, $q_{p_j}^i$, is negative if the good q^i is a gross complement of good q^j $\left(d_i^j < 0\right)$ and it is positive if q^i is a gross substitute for q^j $\left(d_i^j > 0\right)$. The denominator, H, can be positive or negative.If $H > 0$ then, $sign\left(\phi_{p_1}\right) = sign\left(d_2^1\right)$. Thus, if p_1 increases and q^2 is a gross substitute for q^1, we then predict an increase in the share of expenditure received by member 1. In Chiappori's example, q^1 and q^2 are leisure demands, p_1 and p_2 are the wages, and the sharing rule is defined for non-labor income. In this case, we observe an increase in the man's wage and leisure is a normal good, and the man's labor supply will therefore increase. If the woman's leisure is a gross substitute (gross complement) of the man's leisure, $\phi_{p_1} > 0$ $\left(\phi_{p_1} < 0\right)$, then we predict an increase (decrease) of the man's share of non-labor income.

4.4.2 The Extended Model with Public Goods

The regularity conditions *(R*1)* and *(R*2)* are satisfied if $d_3 \neq 0$ and $c_1 b_2 \neq c_2 b_1$. Since, for this example, $\alpha'_{p_2} = \gamma_{p_2} = \beta_{p_1} = \gamma_{p_1} = 0$, the conditions (CR*a) and (CR*b) of Proposition 3 are:

$$\left(\alpha' + \gamma\right) A_x + A\left(\alpha'_x + \gamma_x\right) = \frac{A}{D}\left(\alpha'_c + \gamma_c\right), \qquad \text{(CR* a)}$$

$$\left(\beta' - \gamma\right) B_x + B\left(\beta'_x - \gamma_x\right) = \frac{B}{D}\left(\beta'_c - \gamma_c\right). \qquad \text{(CR* b)}$$

By replacing the equality terms in (CR^*a) and simplifying, we have:

$$\left(\alpha\delta + \gamma\right) A_x + A\left(\left(\alpha\delta\right)_x + \gamma_x\right) = A\left(\alpha\left(\frac{Q_x Q_x}{Q_c} + \frac{Q Q_{xx}}{Q_c}\right) + \gamma\frac{q_{xx}^2}{q_x^2} + \gamma\frac{Q_x}{Q}\right), \tag{4.4}$$

$$\frac{A}{D}\left(\left(\alpha\delta\right)_c + \gamma_c\right) = A\frac{Q_x}{Q_c}\left(\alpha Q_x + \gamma\frac{Q_c}{Q}\right). \tag{4.5}$$

So, the expression (CR^*a) that results equating the right hand sides of (4.4) and (4.5) is:

$$\frac{\alpha Q Q_{xx}}{Q_c}+\gamma\frac{q_{xx}^2}{q_x^2}=0. \tag{4.6}$$

And on replacing (4.6) from the demand functions, we obtain:

$$\frac{c_2}{c_2b_1-c_1b_2}\frac{c_3}{Xd_3}q_x^1Q-\frac{c_3}{d_3\left(c_2b_1-c_1b_2\right)}\frac{c_2}{X}q_x^1Q=0. \tag{4.7}$$

Since condition (4.7) is always satisfied by these demand functions, we can not test efficiency in this example.

We calculate the derivatives of the sharing rule for private goods and obtain:

$$\begin{aligned}\Phi_{p_1} &= \phi_{p_1}\delta+B\gamma=\frac{c_1d_2^1}{H}\left(\frac{d_3+QQ_x}{d_3}\right)-\frac{c_3d_2^1}{Hd_3}Qq_x^1, &(4.8)\\ \Phi_{p_2} &= \phi_{p_2}\delta+A\gamma=\frac{c_2d_1^2}{H}\left(\frac{d_3+QQ_x}{d_3}\right)-\frac{c_3d_1^2}{Hd_3}Qq_x^2. &(4.9)\end{aligned}$$

Since $\left|\phi_{p_i}\delta\right|\leq\left|\phi_{p_i}\right|$ (see Remark 1), the first effect of public good consumption is the reduction of the amount of the sharing rule change with respect to price variation. The second component is $\left(-\frac{c_3d_2^1}{Hd_3}Qq_x^1\right)$, whose sign depends on those of H and d_2^1 . If $H>0$, $sign\left(-\frac{c_3d_2^1}{Hd_3}Qq_x^1\right)=sign\left(d_2^1\right)$.

When we consider the two components, we conclude that, if $H>0$, $sign\left(\Phi_{p_1}\right)=sign\left(d_2^1\right)$ and the effect in the sharing rule produced by a change in p_1 has the same sign as in the model without public goods: the sign is positive if q^2 is a gross substitute of q^1 and it is negative if q^2 is a gross complement of q^1.

Summing up, the sign of a sharing rule change caused by a price variation does not depend on public goods consumption, but the presence of the public good does, in fact, modify the amount of this sharing rule change.

4.5 CONCLUSIONS

The main restriction of the model is our separability assumption which does not allow any effect of the exclusive good's prices on the demand for the public good. Since the public good demand depends on wages, our model cannot be used for the study of the empirical properties of labor supply, considered as an exclusive good. In contrast to the weak separability, however, our separability assumption allows the prices of public goods to enter the private good demand. Hence, our collective model allows the study of the effect of public goods on the allocation of private expenditures.

With regard to the contributions of this paper, we have derived new testable restrictions on observable behavior (the demand for public and exclusive goods). These restrictions are necesary conditions for Pareto efficiency. We show that the parametric restrictions derived by Chiappori (1988) for the case without public goods are nested in our conditions for the case with public goods. On the other hand, the collective setting developed here allows us to learn about the allocation of household expenditures in private goods between the two agents: the man and the woman. In particular, we can predict how the sharing of household expenditures between the man an the woman changes when the exclusive goods' prices change. This change depends on the amount of the public good. In the context of our model, we can then study the effect of any tax policy that changes the exclusive goods' prices on the distribution of household expenditures in private goods between the husband and the wife, and we can measure how the extent of this effect depends on the amount of public goods that exists in the home.

Bibliografía

[1] Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P.A. and Lechene, V. (1993), "Intra Household Allocation of Consumption: A Model and some Evidence from French Data.", *Annales D'Économie et de Statistique, N. 29,* pp.137-156.

[2] Bourguignon, F., Browning, M. and Chiappori, P.A., (1995) "The Collective Approach to Household Behaviour", *Working Paper 95-04*, Paris:DELTA.

[3] Browning, M., Bourguignon, F., Chiappori, P.A. and Lechene, V. (1994), "Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation", *Journal of Political Economy, Vol 102, N. 6*, pp.1067-1096

[4] Browning, M. and Chiappori, P.A., (1998), "Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests", *Econometrica, Vol 66, N. 6*, pp.1241-1278

[5] Chiappori, P.A., (1988), "Rational Household Labor Supply", *Econometrica, Vol. 56, N.1*, pp. 63-90.

[6] Chiappori, P.A., (1992), "Collective Labor Supply and Welfare ", *Journal of Political Economy, Vol. 100, N.3*, pp. 437-467.

[7] Chiappori, P.A., Fortin, B. and Lacroix, G. (1997), "Household Labor Supply, Sharing Rule and the Marriage Market", *Mimeo.*

[8] Fortin, B. and Lacroix, G. (1997), "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply", *The Economic Journal, Vol. 107,* pp. 933-955.

[9] Manser, M. and Brown, M. (1980), "Marriage and Household Decision-making: A Bargaining Analysis." *International Economic Review, Vol 21*, pp.31-44.

[10] McElroy, M.B., (1990), "The Empirical Content of Nash-Bargained Household Behavior.", *The Journal of Human Resources, Vol. 25, N.4*, pp.561-583.

[11] McElroy, M. and Horney, J. (1981), "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand." *International Economic Review, Vol. 22, N. 2*, pp. 333-349.

[12] Pollak, R.A. and Wachter, M.L. (1975), "The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocation of Time." *Journal of Political Economy, Vol. 68, N. 2*, pp. 349-359.

4.6 APPENDIX 1

Let us consider Chiappori's Lemma, generalized for $m+1$ functions.

Lemma 11 *Let $\rho, X^1, X^2, ..., X^m$ be any $m+1$ C^∞ functions from some open, non-empty subset B of $\mathbb{R}^n$ to $\mathbb{R}$, with $n \geq m$ and such that $\overline{gradX^1}$, $\overline{gradX^2}, ..,$ $\overline{gradX^m}$ are noncolinear. For a function θ from $\mathbb{R}^m$ to $\mathbb{R}$, such that*

$$\begin{aligned} for\ all\ (x_1, .., x_n) &\in B, \\ \rho(x_1, .., x_n) &= \theta\left[X^1(x_1, .., x_n), X^2(x_1, .., x_n), .., X^m(x_1, .., x_n)\right] \end{aligned}$$

to exist in a neighborhood of any point of B, it is necessary and sufficient that the vectors $\overline{grad\rho}$, $\overline{gradX^1}$, $\overline{gradX^2}, ..., \overline{gradX^m}$ are always colinear.

Applying the above lemma to the first order conditions of the efficiency problem, we obtain the conditions for collective rationality and the expressions for the derivatives of the sharing rule. The first order conditions for the efficiency problem are:

$$\begin{array}{ll} (1) & U^1_{q^1}\left(q^1, Z^1, Q\right) = p_1 U^1_{z^1}\left(q^1, Z^1, Q\right), \\ (2) & U^2_{q^2}\left(q^2, Z^2, Q\right) = p_2 U^2_{z^2}\left(q^2, Z^2, Q\right), \\ (3) & \frac{U^1_Q(q^1, Z^1, Q)}{U^1_z(q^1, Z^1, Q)} + \frac{U^2_Q(q^2, Z^2, Q)}{U^2_z(q^2, Z^2, Q)} = c, \\ (4) & p_1 q^1 + p_2 q^2 + Z^1 + Z^2 + CQ = X. \end{array}$$

Consider any three functions q^1, q^2, Q. For these functions to be CR^* demand functions, it is necessary that there exist two functions Z^1 and Z^2 such that the first order conditions are satisfied.

Let (p_1, p_2, C, X) be a point in $\mathbb{R}^4$ such that q^1, q^2 and Q are not corner solutions and such that $q^1_x \neq 0$, $q^2_x \neq 0$ and $Q_c \neq 0$. Relation (1) can be written (and symmetrically relation (2)):

$$\left(U^1_{qq} - p_1 U^1_{Zq}\right)\overline{gradq^1} + \left(U^1_{qz} - p_1 U^1_{ZZ}\right)\overline{gradZ^1} + + \left(U^1_{qQ} - U^1_{zQ}\right)\overline{grad\,Q} - U^1_z\,\overline{grad\,p_1} = 0$$

Therefore, $\overline{gradZ^i}$, $\overline{grad\,q^i}$, $\overline{gradQ}$, $\overline{grad\,p_1}$, are colinear. The lemma applies directly here, with $n = 4$ and $X^1(.) = q^1(p_1, p_2, c, X)$, $X^2(.) = Q(p_1, p_2, C, X)$, $X^3(.) = p_1$, $\rho(.) =$

$Z^1(p_1, p_2, C, X)$, since $q_x^1 \neq 0$, $q_x^2 \neq 0$ and $Q_c \neq 0$. Thus, locally, $Z^i = \theta(q^i, Q, p_i)$ for $i = 1, 2$.

The application of the lemma requires that $rank\left[\overline{grad\, q^1}, \overline{grad Q}, \overline{grad\, p_1}\right] = 3$. The separability assumption implies: $q_c^i = 0$, $Q_{p_i} = 0$, for $i = 1, 2$, so that the above matrix expression gives:

$$rank\begin{bmatrix} q_{p_1}^1 & 0 & 1 \\ q_{p_2}^1 & 0 & 0 \\ 0 & Q_c & 0 \\ q_x^1 & Q_x & 0 \end{bmatrix} = 3, \Longleftrightarrow \begin{vmatrix} q_{p_1}^1 & 0 & 1 \\ q_{p_2}^1 & 0 & 0 \\ q_x^1 & Q_x & 0 \end{vmatrix} \neq 0\,,\, or \quad \begin{vmatrix} q_{p_1}^1 & 0 & 1 \\ q_{p_2}^1 & 0 & 0 \\ 0 & Q_c & 0 \end{vmatrix} \neq 0, or \begin{vmatrix} q_{p_1}^1 & 0 & 1 \\ 0 & Q_c & 0 \\ q_x^1 & Q_x & 0 \end{vmatrix} \neq 0\,.$$

Therefore, if we assume

$$q_x^1 \neq 0, \quad q_x^2 \neq 0, \quad Q_c \neq 0, \tag{R1}$$

the above rank condition holds. We call these conditions *regularity conditions* because these are fulfilled in most cases.

From the budget constraint (4), one obtains that

$$Z^2 + p_2 q^2 = (X - CQ) + (-p_1 q^1 - Z^1). \tag{A2}$$

Define $\varphi(q^1, Q, p^1) = -Z^1(q^1, Q, p^1) - p^1 q^1$. Note that $\varphi(q^1, Q, p^1) = -\Phi(p_1, p_2, c, X)$. Our objetive is to find the derivatives of the sharing rule for private goods (Φ), so we will develop the gradient expression for φ.

Since the left hand side of (A2) only depends on Z^2, q^2 and p_2, the right hand side, $(X - CQ) + \varphi(q^1, Q, p^1)$, depends on these same variables, and its gradient is colinear with the gradients of q^2, Q and p_2. Applying the lemma to this expression, one gets:

$$\left| \overline{grad(X - CQ) + \varphi(q^1, Q, p^1)} \quad \overline{grad\, q^2} \quad \overline{grad Q} \quad \overline{grad\, p_2} \right| = 0. \text{ Note that } \overline{grad\, p_2} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

The above determinant is equal to:

$$\begin{vmatrix} \varphi_{q^1} q^1_{p_1} + \varphi_{p_1} & q^2_{p_1} & 0 \\ -Q + Q_c(\varphi_Q - C) & 0 & Q_c \\ 1 + \varphi_{q^1} q^1_x + Q_x(\varphi_Q - C) & q^2_x & Q_x \end{vmatrix} = 0.$$

Let $B = \frac{q^2_{p_1}}{q^2_x}$, and $D = \frac{Q_c}{Q_x}$, then, from this determinant we obtain:

$$BD\left(1 + \varphi_{q^1} q^1_x + Q_x(\varphi_Q - C)\right) - B\left(-Q + Q_c(\varphi_Q - C)\right) - D\left(\varphi_{q^1} q^1_{p_1} + \varphi_{p_1}\right) = 0.$$

Dividing by D, we eliminate the term $BQ_x(\varphi_Q - C)$ and get:

$$\varphi_{p_1} = B\left(\frac{D+Q}{D}\right) - \varphi_{q^1}\left(q^1_{p_1} - Bq^1_x\right),$$

and calling $\delta = \left(\frac{D+Q}{D}\right)$, the above expression gives:

$$\boxed{\varphi_{p_1} = \mathrm{B}\delta - \varphi_{q^1}\left(q^1_{p_1} - Bq^1_x\right)} \tag{A3}$$

Since the term φ_{q^1} is not observable, we continue developing the above expression. The right hand side $\mathrm{B}\delta - \varphi_{q^1}\left(q^1_{p_1} - Bq^1_x\right)$ in (A3) depends only on q^1, Q and p_1, that enter φ. Again, we can apply the lemma because of colinearity among gradients of this expression and of q^1, Q and p_1. Taking into account that the separability assumption makes $\delta_{pi} = 0$, $B_c = 0$ and $q^i_{p_ic} = q^i_{xc} = 0$, the determinant for the gradients is equal to:

$$\begin{vmatrix} B_{p_2}\delta - \varphi_{qq} q^1_{p_2}(q^1_{p_1} - Bq^1_x) - \varphi_q(q^1_{p_1p_2} - B_{p_2}q^1_x - Bq^1_{p_2x}) & q^1_{p_2} & 0 \\ B\delta_c - \varphi_{qQ} Q_c(q^1_{p_1} - Bq^1_x) & 0 & Q_c \\ \delta B_x + B\delta_x - (\varphi_{qq} q^1_x + \varphi_{qQ} Q_x)(q^1_{p_1} - Bq^1_x) - \varphi_q(q^1_{p_1x} - B_x q^1_x - Bq^1_{xx}) & q^1_x & Q_x \end{vmatrix} = 0$$

If $A = \frac{q^1_{p_2}}{q^1_x}$, then the above determinant gives:

$$\begin{aligned} 0 \;=\; & AD\left(\delta B_x + B\delta_x - (\varphi_{qq} q^1_x + \varphi_{qQ} Q_x)(q^1_{p_1} - Bq^1_x) - \varphi_q(q^1_{p_1x} - B_x q^1_x - Bq^1_{xx})\right) - \\ & -A\left(B\delta_c - \varphi_{qQ} Q_c(q^1_{p_1} - Bq^1_x)\right) - D\left(B_{p_2}\delta - \varphi_{qq} q^1_{p_2}(q^1_{p_1} - Bq^1_x) - \varphi_q(q^1_{p_1p_2} - B_{p_2}q^1_x - Bq^1_{p_2x})\right) \end{aligned}$$

Dividing by D, and since $Aq_x^1 = q_{p_2}^1$, the terms multiplying φ_{qq} are eliminated. Since $\frac{Q_c}{D} = Q_x$, the term in φ_{qQ} is also eliminated . Consider also that $q_{p_2x}^1 - Aq_{xx}^1 = A_x q_x^1$ and $q_{p_1p_2}^1 - Aq_{p_1x}^1 = A_{p_1}q_x^1$. Carrying together in the left side the terms multiplied by φ_{q^1} gives:

$$\varphi_{q^1} q_x^1 \left[A_{p_1} - BA_x - (B_{p_2} - AB_x)\right] = \delta B_{p_2} - A\left(\delta B_x + B\delta_x\right) + \frac{A}{D}B\delta_c.$$

We denote $B' = B\delta$, and the above expression gives:

$$\boxed{\varphi_{q^1}\mathrm{q}_x^1 \left[A_{p_1} - BA_x - (B_{p_2} - AB_x)\right]=\mathrm{B}'_{p_2}\text{-}\mathrm{AB}'_x+\tfrac{A}{D}\mathrm{B}'_c} \tag{A4}$$

In (A4) the only unobservable term is φ_{q^1}, so we can obtain φ_{q^1} in terms of the demand parameters of public and exclusive goods. And replacing this expression in (A3), we also obtain an observable expression for φ_{p_1}. In order to calculate φ_{q^1}, we assume that the following regularity condition is satisfied:

$$(A_{p_1} - BA_x) \neq (B_{p_2} - AB_x) \neq 0. \tag{R2}$$

We can calculate φ_{q^1} from (A4) and get:

$$\varphi_{q^1} = \frac{-\alpha'}{q_x^1} + \frac{-\gamma}{q_x^1}, \tag{1}$$

where

$$\alpha' = \frac{\delta}{1 - \frac{A_{p_1} - BA_x}{B_{p_2} - AB_x}}, \quad \gamma = \frac{AB\left(\delta_x - \frac{\delta_c}{D}\right)}{A_{p_1} - BA_x - (B_{p_2} - AB_x)}.$$

Replacing φ_{q^1} in (A3), the expression for φ_{p_1} is:

$$\varphi_{p_1} = B' + \left(\alpha' + \gamma\right)\left(\frac{q_{p_1}^1}{q_x^1} - B\right). \tag{2}$$

Summing up, we have obtained expressions (1) and (2) for φ_{q^1} and φ_{p_1}. We can obtain the empirical restrictions implied by collective rationality (CR*1) and (CR*2) from these expressions.

Firstly, since φ_{q^1} depends on q^1, Q and p_1, again from the lemma:

$$\begin{vmatrix} (\alpha' + \gamma)\frac{q^1_{p_2 x}}{(q^1_x)^2} - \frac{1}{q^1_x}(\alpha'_{p2} + \gamma_{p2}) & A & 0 \\ -\frac{1}{q^1_x}(\alpha_c + \gamma_c) & 0 & D \\ (\alpha' + \gamma)\frac{q^1_{xx}}{(q^1_x)^2} - \frac{1}{q^1_x}(\alpha'_x + \gamma_x) & 1 & 1 \end{vmatrix} = 0,$$

and this determinant gives:

$$A\left((\alpha' + \gamma)\frac{q^1_{xx}}{(q^1_x)^2} - \frac{1}{q^1_x}(\alpha'_x + \gamma_x)\right) + \frac{A}{D}\left(\frac{1}{q^1_x}(\alpha_c + \gamma_c)\right) - \left((\alpha' + \gamma)\frac{q^1_{p_2 x}}{(q^1_x)^2} - \frac{1}{q^1_x}(\alpha'_{p_2} + \gamma_{p_2})\right) = 0$$

Since $\frac{q^1_{p_2 x}}{q^1_x} - A\frac{q^1_{xx}}{q^1_x} = A_x$, we obtain the first empirical restriction:

$$\boxed{\left(\alpha' + \gamma\right)\mathrm{A}_x + \mathrm{A}\left(\alpha'_x + \gamma_x\right) = \frac{A}{D}\left(\alpha'_c + \gamma_c\right) + \left(\alpha'_{p2} + \gamma_{p2}\right)} \qquad \text{(CR* 1)}$$

Secondly, for φ_{q^1} and φ_{p_1} to be compatible and for the integrability of φ, it is necessary that $\varphi_{q^1 p_1} = \varphi_{p_1 q^1}$. To compute this, consider

$$\begin{aligned} \varphi(p_1, p_2, C, X) &= \varphi\left(q^1(p_1, p_2, X), Q(C, X), p_1\right) \Rightarrow \\ \varphi_{p_1 q^1} &= \frac{\partial}{\partial q^1}\varphi_{p_1} = \frac{\partial}{\partial p_1}\varphi_{p_1}\frac{\partial p_1}{\partial q^1} + \frac{\partial}{\partial p_2}\varphi_{p_1}\frac{\partial p_2}{\partial q^1} + \frac{\partial}{\partial C}\varphi_{p_1}\frac{\partial C}{\partial q^1} + \frac{\partial}{\partial X}\varphi_{p_1}\frac{\partial X}{\partial q^1} \\ \varphi_{q^1 p_1} &= \frac{\partial}{\partial p_1}\varphi_{q^1} = \frac{\partial}{\partial p_1}\varphi_{q^1}\frac{\partial p_1}{\partial p_1} + \frac{\partial}{\partial p_2}\varphi_{q^1}\frac{\partial p_2}{\partial p_1} + \frac{\partial}{\partial C}\varphi_{q^1}\frac{\partial C}{\partial p_1} + \frac{\partial}{\partial X}\varphi_{q^1}\frac{\partial X}{\partial p_1} \end{aligned}$$

To calculate these derivatives we need the following Jacobian matrix $\frac{\partial(p_1, p_2, C, X)}{\partial(p_1, p_2, Q, q^1)}$. If we define the mapping $\Pi : (p_1, p_2, C, X) \to (p_1, p_2, Q, q^1)$, the Jacobian matrix of Π is:

$$J(\Pi) = \frac{\partial\left(p_1, p_2, Q, q^1\right)}{\partial\left(p_1, p_2, C, X\right)} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Q_c & Q_x \\ q^1_{p_1} & q^1_{p_2} & 0 & q^1_x \end{bmatrix} \qquad |J(\Pi)| = q^1_x Q_c.$$

And the Jacobian matrix of Π^{-1} is:

$$(J(\Pi))^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{q^1_{p1}}{q^1_x}\frac{1}{D} & \frac{q^1_{p2}}{q^1_x}\frac{1}{D} & \frac{1}{Q_c} & -\frac{1}{q^1_x}\frac{1}{D} \\ -\frac{q^1_{p1}}{q^1_x} & -\frac{q^1_{p2}}{q^1_x} & 0 & \frac{1}{q^1_x} \end{bmatrix} = {}^1J(\Pi^{-1}) \equiv \frac{\partial\,(p_1, p_2, C, X)}{\partial\,(p_1, p_2, Q, q^1)}.$$

Then, the expression for second derivatives of φ are:

$$\begin{aligned} \varphi_{p_1 q^1} &= \frac{\partial}{\partial q^1}\varphi_{p_1} = \frac{\partial}{\partial q^1}\left(\left(\alpha'_x + \gamma_x\right)\left(\frac{q^1_{p_1}}{q^1_x} - B\right)\right) = -\frac{1}{q^1_x}\frac{1}{D}\frac{\partial}{\partial C}\left[B' + \left(\alpha' + \gamma\right)\left(\frac{q^1_{p_1}}{q^1_x} - B\right)\right] + \\ &\quad + \frac{1}{q^1_x}\frac{\partial}{\partial X}\left[B' + \left(\alpha' + \gamma\right)\left(\frac{q^1_{p_1}}{q^1_x} - B\right)\right], \\ \varphi_{q^1 p_1} &= \frac{\partial}{\partial p_1}\varphi_{q^1} = \frac{\partial}{\partial p_1}\left(\frac{-\alpha'}{q^1_x} + \frac{-\gamma}{q^1_x}\right) + \frac{q^1_{p_1}}{q^1_x}\frac{1}{D}\frac{\partial}{\partial C}\left(\frac{-\alpha'}{q^1_x} + \frac{-\gamma}{q^1_x}\right) - \frac{q^1_{p_1}}{q^1_x}\frac{\partial}{\partial X}\left(\frac{-\alpha'}{q^1_x} + \frac{-\gamma}{q^1_x}\right). \end{aligned}$$

Equating the two above expressions we obtain:

$$B'_x - (\alpha'_x + \gamma_x)B - (\alpha' + \gamma)B_x = -(\alpha'_{p_1} + \gamma_{p_1}) + \frac{B'_c}{D} - \frac{B}{D}\left(\alpha'_c + \gamma_c\right),$$

and since $\alpha' = \alpha\delta$, and $\beta' = (1-\alpha)\,\delta = \beta\delta \Rightarrow \beta'_x = \delta\beta_x + \beta\delta_x$, $\beta'_c = \beta\delta_c$, $\beta'_{p_1} = \delta\beta_{p_1}$, we express the above equality as the second empirical restriction:

$$\boxed{\left(\beta' - \gamma\right)\mathrm{B}_x + \mathrm{B}\left(\beta'_x - \gamma_x\right) = \left(\beta'_{p_1} - \gamma_{p_1}\right) + \tfrac{B}{D}\left(\beta'_c - \gamma_c\right)}. \qquad \text{(CR* 2)}$$

[1] By the Theorem of the Inverse Function

4.7 APPENDIX 2

Once the compatibility condition $\varphi_{q^1 p_1} = \varphi_{p_1 q^1}$ is fulfilled, we can integrate and obtain φ, and since we have defined Φ as the sharing rule, then

$$\begin{aligned} \varphi(q^1, Q, p^1) &= -Z^1(q^1, Q, p^1) - p^1 q^1, \\ \Phi &= p_1 q^1 + Z^1 = -\varphi(q^1, Q, p_1). \end{aligned}$$

In Appendix 1 we obtained the following expressions:

$$\begin{aligned} \varphi_{q^1} &= \frac{-\alpha'}{q_x^1} + \frac{-\gamma}{q_x^1} \\ \varphi_{p_1} &= B' + \left(\alpha' + \gamma\right)\left(\frac{q_{p_1}^1}{q_x^1} - B\right). \end{aligned}$$

Thus, the relationship between Φ and φ gives us the derivatives of the sharing rule with respect to prices:

$$\Phi_{p_1} = -\left(\varphi_{q^1} q_{p_1}^1 + \varphi_{p_1}\right) = B\left(-\beta\delta + \gamma\right),$$

$$\Phi_{p_2} = -\varphi_{q^1} q_{p_2}^1 = A\left(\alpha\delta + \gamma\right).$$

But we can not recover Φ_c and Φ_x

$$\Phi_c = -\varphi_Q Q_c,$$

$$\Phi_x = -\varphi_{q^1} q_x^1 - \varphi_Q Q_x,$$

since we do not know φ_Q.